

**HOCHRECHNUNG
DER BRUTTO-ANLAGEINVESTITIONEN
EINER INDUSTRIEGRUPPE MIT DEN DATEN DES
INVESTITIONSTESTS DES IFO-INSTITUTS FÜR
WIRTSCHAFTSFORSCHUNG MÜNCHEN**

Milutin Jurčić

1977

HOCHRECHNUNG DER BRUTTO-ANLAGEINVESTITIONEN
EINER INDUSTRIEGRUPPE MIT DEN DATEN DES
INVESTITIONSTESTS DES IFO-INSTITUTS FÜR
WIRTSCHAFTSFORSCHUNG MÜNCHEN

Inaugural-Dissertation
zur Erlangung des Grades
Doctor rerum politicarum (Dr.rer.pol.)
an der Ludwig-Maximilians-Universität München



vorgelegt von
Milutin Jurčić

1977

Referent: Prof. D. Anderson

Korreferent: Wiss. Rat Dr. A.-R. Wulsten

Promotionsabschlußberatung: 25.7.1977



Herrn Professor Dr. O. Anderson bin ich für das
stets gezeigte Interesse und für die Unterstützung
dieser Arbeit sehr zu Dank verpflichtet.

Herrn W. Gerstenberger, Ifo-Institut für Wirtschafts-
forschung München, danke ich für wertvolle Anregungen.

Inhaltsverzeichnis

	Seite
A. <u>Allgemeiner Teil</u>	2
1. Allgemeines zur Investitionsmessung.	2
1.1. Bedeutung der Investitionsbestimmung für die Wirtschaftspolitik und Unternehmensführung.....	2
1.2. Die Begriffsbestimmung der volks- und betriebs- wirtschaftlichen Investitionen.....	3
1.3. Statistische Erfassung der ex-post-Investitionen	4
1.3.1. Indirekte Methoden.....	4
1.3.2. Direkte Methoden.....	4
1.3.2.1. Die amtliche Investitionserhebung	5
1.3.2.2. Der Investitionstest (IT) des Ifo-Instituts.....	8
2. Begründung und Zielsetzung der Arbeit.....	14
3. Begriffsklärung.....	16
4. Die amtliche Statistik und der IT.....	20
4.1. Unterschiede zwischen der Auswahl- und der Ziel- gesamtheit.....	21
4.2. Unterschiede in den Einzelmeldungen (response errors).....	24
4.3. Festlegung der Zielgesamtheit und des Zielwertes	25
5. Zum Auswahlverfahren des IT.....	27
6. Übersicht über Auswahl- und Schätzverfahren.....	33
6.1. Grundlagen.....	34
6.2. Übersicht über Auswahlverfahren.....	36
6.3. Einfache Zufallsstichproben (SRS).....	37
6.3.1. Ungebundene Schätzung.....	37
6.3.2. Gebundene Schätzung.....	38

6.3.2.1. Verhältnisschätzung.....	38
6.3.2.2. Unverzerrte und verhältnisähnliche Schätzfunktionen.....	42
6.3.2.3. Mehrdimensionale Verhältnisschätzung.....	44
6.3.2.4. Lineare Regressionsschätzung.....	46
6.3.2.5. Mehrdimensionale Regressions-schätzung.....	48
6.4. Stichproben mit unterschiedlichen Auswahlwahrscheinlichkeiten.....	50
6.4.1. Allgemeines.....	50
6.4.2. Das PPS-Verfahren mit Zurücklegen (PPS WR)	51
6.4.2.1. Ungebundene Schätzung.....	51
6.4.2.2. Verhältnisschätzung.....	52
6.4.2.3. Regressionsschätzung.....	52
6.4.3. Das PPS-Verfahren ohne Zurücklegen (PPS WOR)	53
6.4.3.1. Ungebundene Schätzung.....	54
6.4.3.2. Gebundene Schätzung.....	56
6.5. Geschichtete Stichproben.....	58
6.5.1. Allgemeines.....	58
6.5.2. Ungebundene Schätzung.....	60
6.5.3. Verhältnisschätzung.....	60
6.5.4. Regressionsschätzung.....	61
B. <u>Empirischer Teil</u>	63
7. Grundsätzliche Problematik.....	64
8. Die Auswahlverzerrung.....	66
8.1. SRS-Verfahren ohne Schichten.....	67
8.2. SRS-Verfahren mit drei Schichten.....	68
8.3. SRS-Verfahren mit fünf Schichten.....	69
8.4. PPS-Verfahren.....	70
9. Modelltheoretische Überlegungen und Schätzung der Regressionsbeziehungen.....	72
9.1. Aufgabenstellung.....	72

9.2. Beschreibung und Interpretation der Modelle.....	73
9.3. Die Schichtung.....	80
9.4. Schätzergebnisse.....	83
10. Beurteilung der Effizienz anhand des Mittleren Quadratischen Fehlers (MSE).....	88
10.1. Untersuchte Schätzfunktionen.....	88
10.2. Ergebnisse.....	92
11. Monte-Carlo-Simulationsstudien.....	96
11.1. Aufgabenstellung.....	96
11.2. Das Simulationsmaterial.....	100
11.3. Untersuchte Schätzfunktionen.....	102
11.4. Diskussion der Ergebnisse.....	105
12. Die systematischen Fehlerkomponenten.....	114
12.1. Der Unterschied zwischen der Auswahl- und der Zielgesamtheit.....	114
12.2. Meßfehler.....	116
12.2.1. Unterschiede im Investitionsbegriff.....	116
12.2.2. Andere Gründe für unterschiedliche Meldungen.....	117
13. Hochrechnungen.....	121
C. Literaturverzeichnis.....	136
D. Anhang.....	140

Bezeichnungen

I	Brutto-Anlageinvestitionen
U	Umsatz
B	Beschäftigtenzahl
$F_{rel} = \frac{\hat{I}_Z - I_Z}{I_Z}$	Relativer Fehler
$M = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T F_{rel_t} $	Mittlerer Absolutbetrag des relativen Fehlers
N	Umfang der Grundgesamtheit
n	" " Stichprobe

Indizes:

Hochgestellter Index bezeichnet das Erhebungsjahr. Wenn er nicht angegeben wird, ist das Erhebungsjahr $t+1$ zu verstehen.

i	kennzeichnet	die Erhebungseinheit
h	"	die Schicht
N	"	die Grundgesamtheit
n	"	die Stichprobe
Z	"	die Zielgesamtheit
A	"	die Auswahlgesamtheit
t	"	das Berichtsjahr; wenn er nicht angegeben wird, ist das Jahr t gemeint.

A. Allgemeiner Teil

1. Allgemeines zur Investitionsmessung

1.1. Bedeutung der Investitionsbestimmung für die Wirtschaftspolitik und Unternehmensführung

Um größtmögliche Stetigkeit der wirtschaftlichen Entwicklung sicherzustellen, ergibt sich als zentrale Aufgabe der Wirtschaftspolitik, die Konjunkturlage zu prognostizieren und darauf aufbauend die Prognose der Wirtschaftsentwicklung zu erstellen.¹⁾ Die Investitionstätigkeit als eines der wichtigsten Bestimmungsgründe des Konjunkturverlaufs geht als Variable in alle Modelle gesamtwirtschaftlicher Bewegungsvorgänge ein. Dies ist der Grund, daß man der statistischen Erfassung dieser Größe große Aufmerksamkeit schenkt. Durch die Bestimmung der tatsächlichen Investitionen lassen sich in Verbindung mit anderen ex-post-Daten über die Diagnose hinaus auch Prognosen erstellen. Außer diesen auf ex-post-Daten aufgebauten Extrapolationen werden zunehmend mit größerem Erfolg Prognoseverfahren eingesetzt, welche außerdem die Planangaben der Unternehmen, die ex-ante-Daten, verwenden.²⁾

Die Kenntnis der aktuellen ex-post-Daten, insbesondere der Investitionen, hat außer für die Wirtschaftspolitik auch für die Unternehmensführung erhebliche Bedeutung. Sie ermöglicht den Vergleich der eigenen Unternehmensdaten mit dem Durchschnitt des zugehörigen Wirtschaftszweiges. Außerdem kann die betriebliche Marktforschung durch die Analyse der ex-post-Daten wichtige Einblicke in die Verhältnisse des Beschaffungs- und des Absatzmarktes gewinnen.³⁾

1) Vgl. Carell, E.: Allgemeine Volkswirtschaftslehre, Heidelberg 1972, S. 657.

2) Vgl. Führer, H.: Probleme der statistischen Bestimmung der volkswirtschaftlichen Investitionen, in: Ifo-Studien, 1. Jg. (1955), H. 1, S. 24ff.

3) Vgl. Rischert, A.: Methode und Erkenntniswert der direkten Erfassung industrieller Investitionen, Dissertation München 1960, S. 184f.

1.2. Die Begriffsbestimmung der volks- und betriebswirtschaftlichen Investitionen

Die volkswirtschaftlichen Bruttoinvestitionen lassen sich als "Aufwand für Ersatz und Vermehrung der Produktionsanlagen und die Veränderungen der Vorräte in der Volkswirtschaft"¹⁾ während einer Zeitperiode definieren. Der Begriff umfaßt also Brutto-Anlageinvestitionen und Vorratsveränderungen. Unter Netto-Anlageinvestitionen versteht man den Betrag, um den sich der Wert der Anlagen in der Wirtschaft erhöht hat. Er kann für Rationalisierung und Kapazitätserweiterung der Produktionsmittel verwendet werden. Der Ersatz der durch die Produktion verbrauchten Produktionsmittel wird als Reinvestition oder Ersatzinvestition bezeichnet.

Im Gegensatz zum volkswirtschaftlichen Begriff wird die betriebswirtschaftliche Investition nicht einheitlich definiert. Hier sollen unter betriebswirtschaftlichen Brutto-Anlageinvestitionen nach der Definition der amtlichen Statistik "erworbene und selbsterstellte Sachanlagen für betriebliche Zwecke einschließlich Anlagen im Bau"²⁾ verstanden werden. Die Güter, welche nicht produziert werden können, wie Grund und Boden, und Güter, die in der betreffenden Periode nicht produziert wurden, sondern als gebrauchte Anlagen angeschafft wurden, fallen unter den betriebswirtschaftlichen, nicht aber unter den volkswirtschaftlichen Begriff. Der betriebliche Wohnungsbau ist zwar volkswirtschaftlich gesehen eine Investition, gehört jedoch dem Wirtschaftsbereich Wohnungsbau und ist damit keine industrielle Investition.

-
- 1) Schürry, O.: Investitionsstatistik, in: Handwörterbuch der Sozialwissenschaften, Band V, Stuttgart-Tübingen-Göttingen 1956, S. 347.
 - 2) Vgl. Fragebogen des Bayerischen Statistischen Landesamtes zur Jahreseerhebung der Investitionen für 1975 im Anhang.

1.3. Statistische Erfassung der ex-post-Investitionen

Die Methoden zur Erfassung der tatsächlichen Investitionen lassen sich in direkte und indirekte einteilen.

1.3.1. Indirekte Methoden

Bei den indirekten Methoden werden die Investitionen an verschiedenen Stadien des volkswirtschaftlichen Kreislaufs erfaßt, so z.B. über die Geld- oder die Güterströme. Praktische Bedeutung errang allerdings nur die von Kusnets¹⁾ entwickelte und über die Güterseite gehende "commodity-flow-Methode". Ein großer Nachteil dieser Methode ist, daß sie eine Aufgliederung der Investitionen nach Wirtschaftszweigen im allgemeinen nicht ermöglicht.

1.3.2. Direkte Methoden

Bei der direkten Bestimmung geht man von der Verwendungsseite der Investitionen aus, d.h. die Berechnungsgrundlage sind die mikroökonomischen Daten der Investoren. So wird eine weitgehende Aufgliederung der Investitionen nach Wirtschaftszweigen und Investitionsarten ermöglicht. Die Unternehmensdaten können durch Direktbefragung beim Investor oder durch Auswertung seiner Bilanzen²⁾ gewonnen werden. Weil aber nur ein Teil der Unternehmen publikationspflichtig ist, kann man zuverlässige Hochschätzungen auf Grundlage der veröffentlichten Bilanzen nur in den Industriegruppen erwarten, wo der Anteil dieser Unternehmen an der Gesamtzahl der Unternehmen hoch ist.³⁾

1) Vgl. Kusnets, S.: Commodity Flow and Capital Formation, New York 1938.

2) Zum ersten Mal wurde dieses Verfahren von Kaiser, G. u. Benning, B.: Kapitalbildung und Investitionen in der deutschen Volkswirtschaft 1924 bis 1928, in: Vierteljahreshefte zur Konjunkturforschung, Sonderheft Nr. 22 (1931), angewandt.

3) Vgl. Strigel, W.: Die industrielle Investitionstätigkeit, in: Wirtschaftskonjunktur, Berichte des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung München, 14. Jg. (1962), H. 3, S. 24ff.

Die zuverlässigere Methode ist daher die Direktbefragung der Investoren. Sie läßt sich entweder als Teil- oder als Totalerhebung durchführen. Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung München befragt im Rahmen seines Investitionstests (IT) die Unternehmen unter anderem über ihre tatsächlichen Investitionen. Der Test wird als Teilerhebung durchgeführt, weil aus Kostengründen nur ein Teil der Unternehmen befragt werden kann und wegen des freiwilligen Charakters der Befragung eine Totalerhebung gar nicht durchführbar ist. Die Investitionserhebungen der amtlichen Statistik weisen diese Schwäche nicht auf, weil die Unternehmen zur Antwort gesetzlich verpflichtet sind.

1.3.2.1. Die amtliche Investitionserhebung

Erste Befragung erfolgte im Zensus 1962 und wird ab 1964 jährlich durchgeführt.¹⁾ Die Daten werden von den statistischen Landesämtern erhoben und für die Bundesrepublik und Westberlin vom Statistischen Bundesamt aggregiert.²⁾ Erfaßt werden, außer im Zensusjahr, lediglich Betriebe und Unternehmen mit 50 und mehr Beschäftigten, so daß der Berichtskreis eine Konzentrationsstichprobe (cut-off-Verfahren) ist. Zweierlei Erhebungseinheiten werden angesprochen: das Unternehmen als rechtliche Einheit und der Betrieb als örtliche Niederlassung. Die Industriedaten werden aufgegliedert in Industriehauptgruppen, welche sich ihrerseits in Industriegruppen und diese wiederum in Fachzweige aufgliedern. Die in dieser Arbeit untersuchte Industriegruppe Eisen-, Blech- und Metallwarenindustrie (EBM) gehört beispielsweise zur Industriehauptgruppe Investitionsgüterindustrie und wird in 14 Fachzweige gegliedert.

-
- 1) Vgl. Kupka, G.: Methoden und erste Ergebnisse des Industriezensus 63, in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1965, H. 6, S. 359ff und Frick, O.: Die neue Statistik über die Investitionen im produzierenden Gewerbe, in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1965, H. 7, S. 433ff.
 - 2) Die Industriedaten werden veröffentlicht in: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Fachserie D, Reihe I, I Betriebe, Investitionen (jährlich mit Vorbericht) u. Reihe 1, II Unternehmen, Investitionen und Vorratshaltung (jährlich mit Vorbericht).

Folgende Daten werden veröffentlicht¹⁾:

A) Betriebe

1. Anzahl der erhobenen Betriebe und Betriebe mit Investitionen
2. Investitionen aufgegliedert nach Fachzweigen und Anlagearten
Anlagearten:
Bebaute Grundstücke und Bauten
+Grundstücke ohne Bauten
+Maschinen,maschinelle Anlagen,Betriebs- und Geschäftsausstattung
=Zugänge insgesamt,darunter in gebrauchtem Zustand erworbene Gebäude und bebaute Grundstücke
3. Investitionen aufgegliedert nach Beschäftigtengrößenklassen und Fachzweigen für folgende Beschäftigtengrößenklassen:
50-99,100-199,200-299,300-399,400-499,500-999,1000 und mehr Beschäftigte.

B) Unternehmen

1. Anzahl der erhobenen Unternehmen und Unternehmen mit Investitionen
2. Investitionen aufgegliedert nach Fachzweigen und Anlagearten wie unter A)
3. Investitionen aufgegliedert nach Beschäftigtengrößenklassen und Fachzweigen wie unter A)
4. Investitionen aufgegliedert nach Umsatzgrößenklassen.

Außer der jährlichen Investitionserhebung werden von den statistischen Landesämtern Erhebungen einer Vielzahl von Merkmalen durchgeführt.Von besonderer Bedeutung für die

1)Hier werden nur Daten angegeben,welche für die vorliegende Arbeit von Bedeutung sind.Im Anhang ist ein Fragebogen der Investitionserhebung dargestellt.

vorliegende Arbeit sind die Merkmale Beschäftigtenzahl und Umsatz. Folgende Daten liegen vor:

A) Betriebe

1. Fachserie D, Reihe 1, I (monatlich und jährlich)

- a) Anzahl der Betriebe aufgegliedert nach Fachzweigen
- b) Beschäftigte (Jahresmittel) aufgegliedert nach Fachzweigen
- c) Umsatz aufgegliedert nach Fachzweigen.

Es erfolgt eine Aufbereitung nach hauptbeteiligten und nach beteiligten Fachzweigen.¹⁾ Erhoben werden Betriebe mit 10 und mehr Beschäftigten.

2. Fachserie D, Reihe 4 (jährlich)

- a) Anzahl der Betriebe Ende September aufgegliedert nach Fachzweigen und Beschäftigtengrößenklassen
- b) Beschäftigte Ende September aufgegliedert nach Fachzweigen und Beschäftigtengrößenklassen
- c) Umsatz im Verhältnis zum Gesamtumsatz für September aufgegliedert nach Fachzweigen und Beschäftigtengrößenklassen.

Erhoben werden alle Betriebe. Der Jahresumsatz für Beschäftigtengrößenklassen muß wie folgt abgeschätzt werden:

$$U_h = \left(\frac{U_h}{U_{ges.}} \right)_{Sept.} \left(\frac{U_{ges.}}{U_{10u.mehr}} \right)_{Sept.} U_{10u.mehr}$$

1) Vgl. Vorbemerkung zum Monatsbericht der Industrieberichtserstattung des Statistischen Bundesamtes: "Bei der Aufbereitung nach hauptbeteiligten Fachzweigen werden kombinierte Betriebe (Betriebe die mehreren Fachzweigen angehören) mit den Angaben für gesamten Betrieb dem Industriezweig zugerechnet, in dem Schwergewicht des Betriebes (gemessen an Beschäftigtenzahlen) liegt. Bei der Aufbereitung nach beteiligten Fachzweigen werden kombinierte Betriebe auf verschiedene Fachzweige aufgeteilt, denen die einzelnen Betriebsteile ihrer Produktion entsprechend zuzurechnen sind".

Hierbei wird davon ausgegangen, daß der Anteil der Größenklassen, gemessen am Umsatz, für das ganze Jahr durch die Septemberwerte wiedergegeben werden kann.

B) Unternehmen

Fachserie D, Reihe 1, II (jährlich)

- a) Anzahl der Unternehmen aufgegliedert nach Fachzweigen und Beschäftigtengößenklassen
 - b) Beschäftigte Ende September aufgegliedert nach Fachzweigen und Beschäftigtengrößenklassen
 - c) Anzahl der Unternehmen aufgegliedert nach Fachzweigen und Umsatzgrößenklassen
 - d) Umsatz aufgegliedert nach Fachzweigen und Umsatzgrößenklassen
 - e) Umsatz aufgegliedert nach Fachzweigen und Beschäftigtengrößenklassen,
- für Unternehmen mit 10 und mehr Beschäftigten.

1.3.2.2. Der Investitionstest (II) des Ifo-Instituts¹⁾

a) Zielsetzung des II

Das Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung München begann im Jahre 1955 mit regelmäßigen Erhebungen über privatwirtschaftliche Investitionstätigkeit und -planung. An der Erhebung, die auf freiwilliger Basis durchgeführt wird, beteiligen sich zur Zeit ca. 10 000 Unternehmen. Dieser Test wird zweimal jährlich durchgeführt (früher dreimal). Durch die Erhebungen sollen Angaben über die schon durchgeführten Investitionen und durch die Planangaben der Investoren Hinweise auf die voraussichtliche Investitionsentwicklung der Aggregate gewonnen werden. Die Erhebung

1) Darstellungen des II wurden gebracht von Rischert, A.: a.a.O.; Strigel, W. (62): a.a.O.; Strigel, W.: Die Konjunkturumfragen des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung, in: AStA, 49 (1965), H. 2, S. 129ff; Bonhoeffer, F. O. u. Streck, W. R.: Der Investitionstest des Ifo-Instituts, in: Ifo-Studien, 12. Jg. (1966), S. 43ff.

der tatsächlichen Investitionen hat seit der Einführung der amtlichen Investitionserhebung geringere Bedeutung. Der wichtigste Vorteil des IT gegenüber der amtlichen Erhebung ist, daß beim IT die für die Prognose der Wirtschaftsentwicklung so bedeutungsvollen ex-ante-Daten erhoben werden. Außerdem wird eine Reihe zusätzlicher Merkmale erhoben. Die ex-post-Investitionsdaten des IT sind von größerer Aktualität, weil sie, wenn man von den durch die "commodity-flow-Methode" bestimmten Investitionen absieht, früher veröffentlicht werden.

b) Das Erhebungsverfahren und der Berichtskreis

Das Ifo-Institut bemüht sich, eine möglichst tiefgehende fachliche Unterteilung des Investitionsgeschehens zu erreichen, um den Unternehmen und dem Wirtschaftspolitiker Daten relevanter Aggregate zur Verfügung zu stellen. Grundsätzliche Schwierigkeit hierbei ist, daß sich die Investitionen oft nicht auf die einzelnen Produktionsschwerpunkte aufteilen lassen, sondern nur globale Daten für das gesamte Unternehmen bzw. den Betrieb vorliegen. Das ist auch der Grund dafür, daß die amtliche Statistik bei der Investitionserhebung auf die Aufbereitung nach beteiligten Fachzweigen verzichtet und die Betriebe bzw. Unternehmen dem Fachzweig zuordnet, wo der Fertigungsschwerpunkt liegt. Früher hat sich der IT vorwiegend an Unternehmen gerichtet, weil die Investitionen als Bilanzposten am leichtesten auf der Unternehmensebene zu erfassen sind. In letzter Zeit bemüht sich verstärkt das Institut, Unternehmen mit fachlich unterschiedlich zuordenbaren Unternehmensteilen zu veranlassen, für diese Bereiche getrennte Angaben zu machen. Während früher eher eine Übereinstimmung der IT-Erhebungseinheit mit Unternehmen bestand, verlagert sich dies in letzter Zeit zugunsten des Betriebes. Die Zuordnung zu Fachzweigen erfolgt jährlich. Die Systematik ist angelehnt an die Systematik der amtlichen Statistik. Eine exakte Übereinstimmung ist jedoch nicht vorhanden. Die Meldung wird dem Fachzweig zugeordnet, wo der Schwerpunkt der Firma, gemessen an der Beschäftigtenzahl im September des Berichtsjahres, liegt.

Der Berichtskreis des IT setzte sich am Anfang aus den Firmen¹⁾ zusammen, die schon an den monatlichen Konjunkturumfragen (KT) des Ifo-Instituts teilgenommen haben. Der Unterschied zwischen dem KT und dem IT besteht darin, daß der KT produktbezogen ist, während beim IT die Firmen als Institutionen angesprochen werden müssen.²⁾ Bei der Auswahl der Firmen wirken die Wirtschaftsverbände mit. Unter ihrer Mitwirkung versucht man, im Interesse einer möglichst guten Repräsentativität der Stichprobe, durch den Berichtskreis möglichst ein Miniaturbild der Industriegruppe zu gewinnen. Bei der Auswahl wird daher darauf geachtet, daß im Berichtskreis Firmen aller Typen in fachlicher Hinsicht sowie bezüglich der Größe vertreten sind. Durch den IT werden folgende Wirtschaftsbereiche erfaßt: die verarbeitende Industrie, der Bergbau, die öffentliche Energie- und Wasserversorgung, das Bauhauptgewerbe und der Handel. Da die Erhebung auf freiwilliger Basis durchgeführt wird, verweigert ein Teil der angeschriebenen Firmen die Antwort. Die Antwortquote beträgt beispielsweise bei der Industrie ca. 50%.

c) Das Frageprogramm³⁾

Die Standardfragen des IT lassen sich wie folgt schematisch darstellen⁴⁾:

-
- 1) Im folgenden wird die Erhebungseinheit des IT "Firma" genannt, um eine Abgrenzung von den Begriffen Unternehmen und Betrieb der amtlichen Statistik zu gewährleisten. Diese Unterscheidung wird sich später als erforderlich erweisen.
 - 2) Vgl. Bonhoeffer, F.O. u. Streck, W.R.: a.a.O., S. 48.
 - 3) Ein Fragebogen ist im Anhang dargestellt.
 - 4) Vgl. Bonhoeffer, F.O. u. Streck, W.R.: a.a.O., S. 59ff.

	ex post		ex ante	
	quant.	tend.bzw. ja/nein	quant.	tend.bzw. ja/nein
1. Größe des Unternehmens:				
Beschäftigte	X			
Umsatz	X			
2. Tatsächliche u. geplante Investitionen:				
Brutto-Anlageinvestitionen	X		X	X
Bauinvestitionen	X			X
3. Kategorien der Investitionen:				
Investitionsziele		X		X
Investitionsanlässe		X		X
4. Bestand an vergebenen Investitionsaufträgen	X			
5. Kapazitätsveränderungen	X		X	

Für diese Untersuchung sind lediglich die Merkmale Beschäftigte, Umsatz und ex-post-Brutto-Anlageinvestitionen von Bedeutung. Die Beschäftigtenzahl bezieht sich auf Ende September. Im Umsatz sind die Umsätze innerhalb der Firma, die Handelsware und die Mehrwertsteuer nicht enthalten. Das Ifo-Institut lehnt sich bei der Definition der Investition, wegen seiner konjunkturprognostischen Aufgabe, im Gegensatz zur amtlichen Statistik an den volkswirtschaftlichen Investitionsbegriff. Der Begriff wird folgendermaßen erläutert¹⁾: "Unter Brutto-Anlageinvestitionen sind Bruttouzugänge an Anlagekonten einschließlich bereits verbuchter Zugänge an im Bau befindlicher Anlagen und einschließlich der Investitionssteuer zu verstehen".

1) Vgl. Erläuterungen zum IT 75/76.

Die Firmen werden vier Beschäftigtengrößenklassen (GK)¹⁾ zugeordnet. In der vorliegenden Untersuchung wurde von folgendem, auf Band gespeichertem Datenmaterial ausgegangen, welches für die Erhebungsjahre 1965-1973 zur Verfügung stand.²⁾ Die Daten waren in folgenden Sätzen gespeichert:

<u>Erhebungsjahr</u>	<u>Kenn-Nr.</u>	<u>GK</u>	<u>Beschäftigte</u>
t+1	Ind.-Gruppe, Fachzw., Firmen-Nr.		in t

<u>Umsatz</u>	<u>Brutto-Anlageinvestitionen</u>
in t-1 u. t	in t-1, t u. t+1 (in t+2 erhoben)

d) Die Aufbereitung der IT-Daten³⁾

Die erhobenen Daten werden nach Fachzweigen, Industriegruppen und Wirtschaftszweigen aufbereitet.⁴⁾ Dadurch werden, der Zielsetzung des IT gemäß, dem Unternehmer, Wirtschaftsforscher und -politiker Daten für relevante Aggregate zur Verfügung gestellt. Ein Teil der Daten wird nur für die an der Erhebung teilnehmenden Firmen veröffentlicht. Das sind insbesondere ex-ante-Daten sowie alle Daten, die nach den Fachzweigen aufbereitet werden. Die Repräsentation der teilnehmenden Firmen im Fachzweig ist in der Regel gering, so daß gesicherte Aussagen nur für die Teilmenge der Teilnehmer zu machen sind. Bei der Aggregation von Tendenzangaben entstehen Probleme, die schon in der theoretischen Behandlung des KT erörtert wurden.⁵⁾ Neben dieser Aufbereitung für den Berichtskreis

1) Die Größenklassen sind wie folgt definiert:

Größenklasse 1:	Firmen mit weniger als 50	Beschäftigten
" 2:	" "	50-199
" 3:	" "	200-999
" 4:	" "	1000 u. mehr

- 2) Dem Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung München danke ich für die Überlassung des Datenmaterials.
- 3) Die Ergebnisse des IT werden veröffentlicht in: Ifo-Schnelldienst (zusammenfassende Berichte), Wirtschaftskonjunktur (monatlich) und Investitionsberichte für Industriegruppen und Fachzweige (jährlich).
- 4) Die Einzeldaten dürfen wegen der zugesicherten Geheimhaltung nicht veröffentlicht werden.
- 5) Vgl. z. B. Anderson, D. jun., Bauer, R. K. u. Giehl, R.: Zur Theorie des Konjunkturtests. Modelltheoretische Betrachtungen, in: Ifo-Studien, 1. Jg. (1955), S. 159ff.

versucht man, aus den Daten der Stichprobe auf die Parameter der übergeordneten Gesamtheit rückzuschließen. Dieses Verfahren wird Hochrechnung genannt und ist der Inhalt dieser Untersuchung. Grundsätzlich lassen sich alle durch den IT erhobenen Merkmale hochrechnen. Die Hochrechnung kann für verschiedene Gesamtheiten durchgeführt werden, so z.B. für Fachzweige, Industriegruppen oder die gesamte Industrie. Wenn auf die Schätzung der Parameter der Fachzweige verzichtet wird, so ist das in der niedrigen Repräsentation des Berichtskreises innerhalb der Fachzweige begründet. Die Hochrechnung wird für die Industriegruppen durchgeführt und kann durch die Zusammenfassung dieser Ergebnisse auch für größere Aggregate erfolgen. Auf die Schätzung der ex-ante-Daten und einiger ex-post-Daten wird verzichtet, weil der Unsicherheitsgrad dieser Schätzungen wegen des Charakters der Daten hoch ist. Außer den absoluten ex-post-Investitionen, die insgesamt und für einzelne Investitionsarten hochgeschätzt werden, wird auch die Schätzung der relativen Veränderungen der Produktionskapazitäten durchgeführt. Die geschätzten Brutto-Anlageinvestitionen einer Industriegruppe werden als Basis für die vom IT erhobenen Planangaben und Investitionsziele verwendet. Der wesentliche Vorteil der vom Ifo-Institut veröffentlichten Investitionsschätzungen gegenüber den Daten der amtlichen Statistik ist, daß sie früher vorliegen und damit von größerer Aktualität sind. Die Hochrechnung ist allerdings nur deshalb möglich, weil zum Hochrechnungszeitpunkt einige Daten der Grundgesamtheit durch die Industrieberichtserstattung bekannt sind. Dieser ex-post-Untersuchung werden aber auch Daten zugrundegelegt, die zum Schätzzeitpunkt noch nicht vorliegen. Da die Auswahl der Stichprobe nicht zufällig im Sinne der Wahrscheinlichkeitstheorie ist, sondern eher einer bewußten Auswahl entspricht¹⁾, ist lediglich eine Punktschätzung, nicht aber eine Intervallschätzung möglich.

1) Auf das Auswahlverfahren des IT wird im Kap. 5. ausführlicher eingegangen.

2. Begründung und Zielsetzung der Arbeit

Die Hochrechnung der Brutto-Anlageinvestitionen wurde bisher vom Ifo-Institut nach verschiedenen Verfahren durchgeführt¹⁾, ohne daß man a priori einem Verfahren den Vorzug gab. Der Grund hierfür war, daß hinsichtlich der Treffsicherheit der einzelnen Schätzverfahren, welche an den Daten der amtlichen Investitionserhebung aufbereitet nach Betrieben als Zielgröße gemessen wurden, keine Aussagen zu machen waren. Die Schätzungen einzelner Verfahren zeigten im Zeitverlauf und in verschiedenen Industriegruppen unterschiedliches Verhalten, so daß aufgrund dieses Kriteriums ein bestes Verfahren nicht anzugeben war. Es ist allerdings denkbar, daß dies wegen der in den einzelnen Industriegruppen unterschiedlichen Verhältnisse und der sich im Zeitverlauf verändernden Datenstruktur gar nicht möglich ist. In diesem Falle könnte lediglich eine Gruppe sinnvoller Verfahren angegeben werden.

Bei den angewandten Schätzverfahren handelt es sich um gewöhnliche Verhältnisschätzungen mit den Basismerkmalen Umsatz bzw. Beschäftigtenzahl und ihren Mittelwert. Angewandt werden die nach Beschäftigtengrößenklassen geschichtete sowie die ungeschichtete Form²⁾. Bei der Hochrechnung werden außerdem gewisse subjektive Entscheidungen getroffen, so z.B. die Bereinigung von Extremwerten³⁾.

Beim Vergleich der hochgerechneten Werte mit den Daten der amtlichen Investitionserhebung wurden auf der Ebene der Industriegruppen zum Teil hohe Abweichungen beobachtet. Aus diesem Umstand ergab sich als Ziel dieser Untersuchung, diesen Gesamtfehler zu reduzieren. Da sich der Gesamtfehler aus dem Stichprobenfehler und dem Nicht-Stichprobenfehler zusammensetzt, mußten zwei Problemkreise behandelt werden.

Der Gegenstand des ersten Problemkreises war der systematische Fehler. Die einzelnen Bestandteile dieser Fehlerkomponente mußten aufgespürt und reduziert werden⁴⁾.

1) Vgl. Bonhoeffer, F.O. u. Streck, W.R.: a.a.O., S. 87ff.

2) Vgl. Schätzfunktionen (10.2), (10.3), (10.14), (10.15) und (13.5).

3) Vgl. Bonhoeffer, F.O. u. Streck, W.R.: a.a.O., S. 92.

4) Vgl. dazu Kap. 4. und 12.

Das Schwergewicht der Untersuchung lag auf der Reduzierung des Zufallsfehlers¹⁾. Die Ursache dafür liegt nicht in der größeren Bedeutung dieser Fehlerkomponente, sondern darin, daß der systematische Fehler in unterschiedlichen Erhebungsverfahren der amtlichen Statistik und des IT begründet und damit nur schwer eliminierbar ist. Im Rahmen dieses Problemkreises mußte untersucht werden, ob von der Fülle der in der Stichprobentheorie bekannten Schätzfunktionen sich Verfahren angeben lassen, die effizienter als die bisher angewandten Verfahren sind. Folgende Fragen waren unter anderem zu behandeln:

- a) Welche Basisvariable ist bei der Regressions- bzw. Verhältnisschätzung am geeignetsten?
- b) Sind verhältnisähnliche Schätzungen effizient?
- c) Soll die Regressions- oder die Verhältnisschätzung angewandt werden?
- d) Sollen geschichtete oder ungeschichtete Schätzungen eingesetzt werden?
- e) Welche Schichten sollen gewählt werden?
- f) Sind mehrdimensionale, auf mikroökonomischen Investitionsfunktionen aufbauende Regressionsschätzungen effizient und wieviel und welche Erklärungsvariablen sollen berücksichtigt werden?
- g) Sollen mehrdimensionale Regressionsschätzungen gegenüber den mehrdimensionalen Verhältnisschätzungen bevorzugt werden?
- h) Ist die Anwendung von auf der PPS-Auswahl basierenden Schätzfunktionen sinnvoll, um die Auswahlverzerrung zu beheben?

1) Vgl. dazu Kap. 8., 9., 10. und 11.

3. Begriffsklärung

Die Gesamtheit, über die Aussagen gemacht werden sollen und die eindeutig definiert sein muß, heißt Zielgesamtheit (target population). Oft soll ein Parameter dieser Gesamtheit-im vorliegenden Falle die Brutto-Anlageinvestitionen-bestimmt werden. Der zu bestimmende Parameter heißt Zielwert (true value oder expected survey value). Von der Zielgesamtheit ist die erweiterte oder eingeschränkte Auswahlgesamtheit (survey population), die dem Auswahlvorgang zugrunde liegt, zu unterscheiden. Die Auswahlgesamtheit ist die Menge der Erhebungseinheiten. Die Aussagen der Stichprobentheorie sind lediglich für die Auswahlgesamtheit gültig. Die Stichprobe ist eine Teilmenge der Auswahlgesamtheit und kann durch die Zufallsauswahl, die bewußte Auswahl oder die Auswahl aufs Geratewohl gewonnen werden.¹⁾ Durch das Auswahlverfahren wird die Grundgesamtheit verkleinert und unter Umständen verzerrt. Sie muß durch die Hochrechnung bzw. Schätzung (estimation) auf "Lebensgröße" gebracht werden.²⁾ Jeder Stichprobe wird ein nach einer bestimmten Vorschrift bzw. Schätzfunktion (estimator) gewonnener Schätzwert (estimate) zugeordnet. Bei der Zufallsauswahl wird die Schätzfunktion als stochastische Variable und der Schätzwert als ihre Realisation aufgefaßt. Die Treffsicherheit (accuracy) des Schätzverfahrens wird durch die Größe des Gesamtfehlers, d.h. die Differenz zwischen dem Schätz- und dem Zielwert, beurteilt.

Im deutschen Schrifttum werden im allgemeinen die statistischen Fehler in systematische Fehler und Zufallsfehler unterteilt. Unter Zufallsfehlern werden solche Fehler verstanden "auf die die Theoreme der Wahrscheinlichkeitsrechnung voll angewandt werden können"³⁾. Alle übrigen Abweichungen, wie z.B. Fehler, die auf falschen Angaben der Befragten beruhen, Fehler bei der Abgrenzung der Gesamtheit und bei der Zuordnung von Einheiten zu bestimmten Teilen der Gesamtheit

1) Vgl. hierzu Kap. 5. und 6.

2) Vgl. Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Stichproben in der amtlichen Statistik, Stuttgart 1960, S. 45.

3) Anderson, O.: Probleme der statistischen Methoden in den Sozialwissenschaften, Würzburg 1965, S. 80.

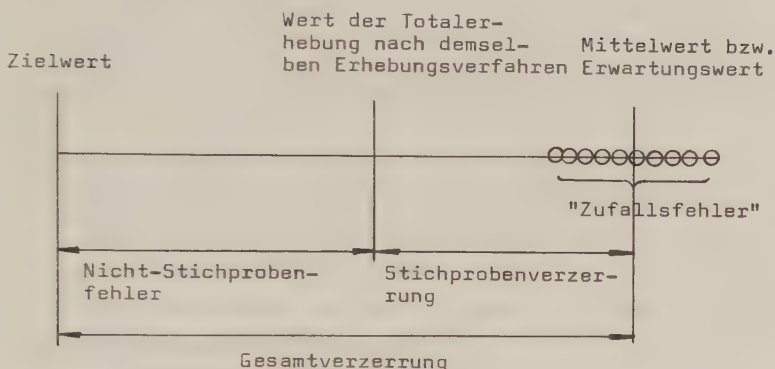
sowie Ausfall von zu befragenden Einheiten werden als systematische Fehler bezeichnet.¹⁾ Alle hier angeführten Fehlerursachen treten auch bei der Schätzung der Brutto-Anlageinvestitionen einer Industriegruppe mit den Daten des IT auf. Nach dieser Definition werden zu systematischen Fehlern auch Stichprobenfehler gezählt, wenn die Stichprobe nicht durch Zufallsauswahl zustandegekommen ist. In der englischsprachigen Literatur erfolgt eine detailliertere Klassifizierung.²⁾ Die Fehler werden in Stichprobenfehler (sampling errors) und Nicht-Stichprobenfehler (non-sampling errors) unterteilt. Hansen und Mitarb.³⁾ definieren den Stichprobenfehler als die Differenz zwischen dem aufgrund einer Stichprobe mit bestimmtem Hochrechnungsverfahren ermittelten Schätzwert und dem Wert, welcher sich bei der Ausdehnung desselben Verfahrens auf die Gesamtheit ergeben würde. Durch diese Definition werden Fehler, die durch den Stichprobencharakter der Erhebung bedingt sind, von jenen isoliert, welche auch bei einer Totalerhebung auftreten. Die Eigenschaft dieses Fehlers ist, daß er durch Erhöhung des Stichprobenumfangs, Änderung des Auswahlverfahrens oder effizientere Schätzverfahren vermindert werden kann und daß er bei der Totalerhebung verschwindet.

Die einzelnen Fehlerarten können, wie aus der Abb.1 zu ersehen ist, veranschaulicht werden.⁴⁾ Hierbei kann es sich um ein beliebiges Auswahlverfahren handeln. Die einzelnen Punkte stellen die Menge der Schätzwerte dar.⁵⁾ Die Streuung der Schätzungen um den Mittelwert, welcher im Falle der Zufallsstichprobe Erwartungswert heißt, wird im folgenden als "Zufallsfehler" bezeichnet.⁶⁾ Diese Variabilität der Schätzwerte

-
- 1) Vgl. Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (60): a.a.O., S.49. Eine ausführliche Behandlung der möglichen systematischen Fehler erfolgt in: Morgenstern, O.: Über die Genauigkeit wirtschaftlicher Beobachtungen, München 1952.
 - 2) Vgl. z.B. Deming, W.E.: Some Theory of Sampling, New York 1950, S.24ff.
 - 3) Vgl. Hansen, M.H., Hurwitz, W.N. u. Madow, W.G.: Sample Survey Methods and Theory, Band 1, New York 1953, S.82.
 - 4) Vgl. Deming, W.E.: a.a.O., S.20.
 - 5) Bei bewußter Auswahl sind die möglichen Stichproben und die zugehörigen Wahrscheinlichkeiten (sampling with unknown probabilities), d.h. der Stichprobenraum, nicht anzugeben.
 - 6) Mit dieser Definition schließe ich mich Deming, W.E.: a.a.O., S.30 an, welcher auch bei bewußter Auswahl von Zufallsfehlern spricht.

Abb. 1

Darstellung der Fehlerarten



kann im Falle der Zufallsstichprobe mit Hilfe der Maßzahl Standardfehler bestimmt werden. Die Abweichung des Mittelwerts vom Zielwert wird als systematischer Fehler bzw. Verzerrung (Bias) bezeichnet. Die Verzerrung setzt sich aus der Nicht-Stichprobenverzerrung (non-sampling bias) und der Stichprobenverzerrung (sampling bias) zusammen. Die Nicht-Stichprobenverzerrung darf nicht dem Nicht-Stichprobenfehler gleichgesetzt werden. Neuere Literatur¹⁾ unterscheidet auch die "non-sampling variance", wobei der Nicht-Stichprobenfehler als Zufallsgröße aufgefaßt wird.

Die Stichprobenverzerrung kann verschiedene Ursachen haben. Sie kann von der Anwendung verzerrter Schätzfunktionen herühren.²⁾ Bei der bewußten Auswahl kann die Stichprobenverzerrung durch ein verzerrendes Auswahlverfahren zustandekommen.³⁾ Ein bekanntes Beispiel dieser Auswahlverzerrung ist der sogenannte "interviewer bias", wenn beispielsweise der Interviewer vorzugsweise Personen auswählt, die leicht erreichbar sind. Wenn zwischen der Erreichbarkeit der Personen und dem Unter-

1) Vgl. Murthy, M.N.: Sampling Theory and Methods, Calcutta 1967, S. 44.

2) So beispielsweise durch die Verhältnisschätzung, vgl. Kap. 6.

3) In der englischsprachigen Literatur als "bias of judgement, selectivity and availability" bezeichnet.

suchungsmerkmal ein Zusammenhang besteht, kommt es zu einer Verzerrung. Ähnlich ist die Problematik beim IT, wo vorzugsweise große Firmen befragt werden und dadurch eine Verzerrung durch die Auswahl erfolgt. Solche Verzerrungen können oft durch geeignete Schätzverfahren behoben werden. In welcher Weise dies bei der IT-Hochrechnung geschehen soll, ist eine der Aufgaben der vorliegenden Untersuchung.

Eine systematische Komponente des Stichprobenfehlers können auch sachliche Fehler verursachen. Wenn die Parameter der Auswahl- und der Zielgesamtheit, die in die Schätzfunktion eingehen, voneinander abweichen, führt dies zu systematischen Fehlschätzungen. Diese Verzerrung gehört zu Stichprobenverzerrungen, weil sie durch das Schätzverfahren bedingt ist. Auf dieses Problem wird im Kap. 13. näher eingegangen.

Der überwiegende Teil der Stichprobentheorie, welche von der Zufallsauswahl ausgeht, beschäftigt sich mit der Bestimmung von Auswahl- und Schätzverfahren mit möglichst geringem Stichprobenfehler. Neuerdings bemüht man sich verstärkt durch Entwicklung besonderer Auswahl- und Schätzverfahren um die Reduzierung des Nicht-Stichprobenfehlers. Die wichtigsten mathematischen Modelle wurden für das Nichtbeantworterproblem (non-response problem)¹⁾ und die Meßfehler in den Variablen (response bzw. observational errors)²⁾ entwickelt. Obwohl diese beiden Fehlerkomponenten auch beim vorliegenden Problem auftreten³⁾, sind die entsprechenden Modelle nicht brauchbar. Die vielen non-response-Modelle gehen von zusätzlichen Informationen über die Nichtbeantworter-Schicht aus, die im vorliegenden Falle nicht vorhanden sind. Bei den Meßfehler-Modellen sind Angaben über die Wahrscheinlichkeitsverteilung des Fehlers für jedes Element erforderlich, was hier ebensowenig anzugeben ist. Darüberhinaus gehen beide Theorien von der Zufallsauswahl aus, die beim IT nicht vorliegt.

-
- 1) Vgl. z.B. Raj, D.: Sampling Theory, New York 1968, S. 182ff und Cochran, W.G.: Stichprobenverfahren, Berlin-New York 1972, S. 415ff.
 - 2) Vgl. z.B. Raj, D. (68): a.a.O., S. 166ff und Sukhatme, P.V.: Sampling Theory of Surveys with Applications, Ames 1954, S. 390ff.
 - 3) Vgl. hierzu Kap. 4. und 5.

Die Größe des systematischen Fehlers wird bei Schätzungen oft unterschätzt. So wird die Genauigkeit der Stichprobenerhebungen oft nur durch die Größe des Zufallsfehlers beurteilt. Man muß im Einzelfall prüfen, welcher Fehlerkomponente größere Aufmerksamkeit geschenkt werden muß. Kellner¹⁾ schreibt darüber: "Sind freilich die systematischen Fehler recht bedeutend, so weisen die Formeln der Stichprobentheorie nur den kleineren Bruchteil des Gesamtfehlers aus. In diesem Falle ist es ein frommer Selbstbetrug, wenn man glaubt, durch die Heranziehung gelehrt aussehender Formeln den wahren Fehlerbereich abgrenzen zu können." Wegen dieser Gefahr beschäftigt sich das nächste Kapitel mit den Quellen des systematischen Fehlers bei der Investitionshochrechnung.

4. Die amtliche Statistik und der II²⁾

Die Zielgesamtheit, deren Parameter durch die Stichprobe geschätzt werden sollen, muß zuvor zeitlich und sachlich genau abgegrenzt werden. Die Abgrenzung der Industriegruppe kann verschiedenartig erfolgen. Die Auswahlgesamtheit des II ist nur fiktiver Art, weil die Auswahl nicht etwa aus einer Liste von Firmen einer Industriegruppe erfolgt. Die Auswahlgesamtheit kann man sich durch die Ausdehnung des Investitionstests auf die ganze Industriegruppe vorstellen. Da sie nicht eindeutig bestimmbar ist, kommen als Zielgesamtheiten nur die von der amtlichen Statistik genau definierten Gesamtheiten in Frage. Die amtliche Statistik grenzt die Industriegruppe auf verschiedene Weise ab. Es muß zwischen vier verschiedenen Gesamtheiten unterschieden werden: die Gesamtheiten der Investitionserhebung, aufbereitet nach Unternehmen und Betrieben, und die Gesamtheiten der betrieblichen Industrieberichtserstattung,

1) Kellner, H.: Theorie und Technik des Stichprobenverfahrens, München 1953, S. 198.

2) Vgl. Wobbe, K.: Vergleich der Ergebnisse der amtlichen Investitionserhebung in der Industrie mit den Ergebnissen des Ifo-II für die Jahre 67 und 68, Internes Merkblatt IX/2/1971 des Ifo-Instituts; Ders.: Vergleich der Ergebnisse der amtlichen Investitionserhebung in der Industrie mit den Ergebnissen des Ifo-II für die Jahre 64 und 65, Internes Merkblatt IX/3/1968 des Ifo-Instituts; Ifo-Institut (Hrsg.): Zahlen zur Investitionstätigkeit ausgewählter Wirtschaftsbereiche für die Jahre 1960 bis 1966, Ausgabe 1967, in: Sonderbeilage zur Wirtschaftskonjunktur, 19. Jg. (1967), H. 4.

aufbereitet nach beteiligten und hauptbeteiligten Industrie-
gruppen. Die Zielgesamtheit muß für die vorliegende Frage-
stellung so ausgewählt werden, daß der Nicht-Stichprobenfehler
möglichst gering wird. Dies hängt von den Unterschieden in
Erhebungsverfahren der amtlichen Statistik und des IT ab.
Darauf wird im folgenden eingegangen. Der Vollständigkeit
halber werden alle Fehlerquellen aufgeführt, auch wenn ihre
Größenordnung erwiesenermaßen unerheblich ist.

4.1. Unterschiede zwischen der Auswahl- und der Zielgesamtheit

Die Erhebungseinheit des IT ist im Gegensatz zur amtli-
chen Statistik nicht eindeutig definiert. Sie stimmt weder
mit der Einheit Betrieb noch mit Unternehmen überein. Der
Investitionstest versucht Produktionsbereiche zu erheben,
um eine größtmögliche fachliche Aufgliederung zu ermögli-
chen. Da dies aber nicht konsequent durchführbar ist, stimmen
die "Firmen" des IT in einigen Fällen mit Betrieben, manchmal
mit Unternehmen und manchmal mit keiner der beiden Einheiten
überein. Allein die Tatsache, daß die Elemente nicht überein-
stimmen, hat zur Folge, daß die Umfänge der Auswahlgesamtheit
und der Gesamtheiten der amtlichen Statistik voneinander
abweichen, was sich bei Hochrechnungsverfahren, welche diesen
Parameter verwenden, so z.B. die freie Hochrechnung, als sy-
stematische Komponente des Stichprobenfehlers auswirkt.

Dieser Unterschied hat jedoch noch einen anderen Effekt. Er
führt zu unterschiedlichen fachlichen Zuordnungen, da sich
die fachlichen Schwerpunkte der IT-Erhebungseinheit "Firma"
oft nicht mit dem Schwerpunkt der amtlichen Erhebungsein-
heiten decken. Wenn die Erhebungseinheiten des IT mit den
Produktionsbereichen identisch wären, dann käme diese Auswahl-
gesamtheit den Betriebsdaten der amtlichen Statistik, aufbe-
reitet nach beteiligten Fachzweigen, nahe.

Weitere, wenn auch nicht so bedeutende Gründe, daß es zu unter-
schiedliche fachlichen Zuordnungen kommt, sind die verschiedene
Schwerpunktsfeststellung und die sich im Zeitverlauf verän-
dernden Produktionsschwerpunkte der Erhebungseinheiten. Die
fachliche Zuordnung zu Industriegruppen bzw. Fachzweigen

erfolgt bei der amtlichen Statistik und dem IT nach dem Produktionsschwerpunkt. Der Schwerpunkt müßte an der Nettoproduktion gemessen werden. Da diese Daten nur in größeren Zeitabständen vorliegen, wird der Schwerpunkt meist an der Beschäftigtenzahl gemessen. Bei der Industrieberichtserstattung erfolgt die Schwerpunktfeststellung von den Landesämtern nicht nach einheitlichen Gesichtspunkten. Die Zuordnungsgrößen sind entweder Beschäftigte Ende September oder der Netto-Produktionswert. Bei der IT-Erhebung wird der Produktionsschwerpunkt über die Beschäftigtenzahl Ende September des Berichtsjahres bestimmt. Der Berichtskreis bleibt bei der monatlichen Industrieberichtserstattung im Laufe des Jahres konstant. Die Verlagerungen des fachlichen Schwerpunktes werden erst im nächsten Kalenderjahr berücksichtigt, so daß den Daten für das Berichtsjahr t die in $t-1$ festgestellte Struktur zugrundeliegt. Die Investitionserhebungen der amtlichen Statistik sowie der IT berücksichtigen dagegen die für t geltende Struktur. Die durch diese Schwerpunktsverlagerungen bedingten Unterschiede liegen beispielsweise in der EBM-Industrie bei Beschäftigten und Umsatz in der Regel unter 2%¹⁾.

Der Unterschied zwischen den Erhebungseinheiten hat noch eine andere Wirkung. Durch die amtliche Investitionserhebung werden nur Einheiten mit 50 und mehr Beschäftigten erfaßt. Nicht jeder Betrieb eines Unternehmens mit 50 und mehr Beschäftigten fällt jedoch ebenfalls in diese Größenklasse. Die Folge davon ist, daß dieser Betrieb zwar in der Unternehmenserhebung enthalten ist, während er bei der Betriebserhebung fortfällt. Auf diese Weise kommt es zu unterschiedlichen Gesamtheiten und zwar auch in den Industriegruppen, wo keine Unterschiede in der fachlichen Zuordnung vorhanden sind. Derselbe Grund führt auch zu Verlagerungen innerhalb einzelner Größenklassen.

1) Vgl. z. B. Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Fachserie D, 1, Betriebe, Monatlicher Industriebericht, Oktober 1973, S. 6.

Die amtliche Investitionserhebung erfaßt Unternehmen bzw. Betriebe, mit Ausnahme in den Zensusjahren, mit 50 und mehr Beschäftigten, der IT jedoch Firmen mit 10 und mehr Beschäftigten. Dieser Unterschied im Erhebungskreis muß bei der Annahme der amtlichen Daten als Zielwerte bei der Hochrechnung zwecks Vermeidung systematischer Fehlschätzungen berücksichtigt werden.

Die Gesamtheiten der monatlichen Industrieberichtserstattung für Betriebe und der entsprechenden Investitionserhebung unterscheiden sich auch darin, daß bei der letzteren wie bei der Unternehmenserhebung auch die nichtindustriellen Teile, wie z.B. Handelsabteilungen, erhoben werden. Das bedingt eine Erhöhung der Erhebungseinheiten bei der Investitionserhebung, weil dadurch Einheiten aus der Klasse mit weniger als 50 Beschäftigten bei der Industrieberichtserstattung in die höhere Klasse vorrücken.¹⁾ Der Berichtskreis der Investitionserhebung stimmt auch aus diesem Grunde mit dem des IT, welcher in strenger Anlehnung an den Produktionsbegriff den Vertriebssektor nicht erfaßt, nicht überein.

Diese Abweichungen haben zur Folge, daß sich die fünf Gesamtheiten hinsichtlich aller Parameter unterscheiden. Die Gesamtwerte der Merkmale gleichen sich für die Industrie insgesamt größtenteils aus, werden aber bei abnehmendem Aggregationsgrad immer bedeutender. Sie dürften auf der Ebene der Beschäftigtengrößenklassen, deren Parameter bei der Hochrechnung in der Regel verwendet werden und auf der Ebene der Fachzweige nicht zu vernachlässigende Werte erreichen.

In den Veröffentlichungen zum Investitionstest werden hinsichtlich der Übereinstimmung der Erhebungseinheiten des IT und der amtlichen Statistik abweichende Meinungen vertreten.

1) Über die Größe dieses Unterschiedes waren in der Literatur keine Angaben zu finden.

Während einige Verfassers¹⁾ das Unternehmen als Vergleichseinheit betrachten, vertritt das Ifo-Institut in den neueren Veröffentlichungen die Meinung, daß für den Vergleich allein die Ergebnisse für Betriebe herangezogen werden dürfen.²⁾ Das Zutreffen dieser Behauptungen hängt in hohem Maße von der Größenklasse und der Industriegruppe ab. Vor allem große Unternehmen werden vom Ifo-Institut gebeten, die Testbögen gesondert für die einzelnen Produktionsbereiche, die eher den Betrieben entsprechen, auszufüllen. So ist in den oberen Größenklassen eher eine Übereinstimmung mit der Betriebserhebung zu erwarten. In den Industriegruppen mit hoher Spezialisierung und mit überwiegend Einbetriebsunternehmen, was vorwiegend bei den polypolen Märkten der Fall ist, wird die beste Übereinstimmung zwischen den verschiedenen Gesamtheiten vorhanden sein.

4.2. Unterschiede in den Einzelmeldungen (response errors)

Der Begriff Investition ist in der amtlichen Statistik nach betriebswirtschaftlichen, beim IT jedoch wegen seiner konjunkturprognostischen Zielsetzung nach volkswirtschaftlichen Gesichtspunkten definiert.³⁾ Die in der amtlichen Statistik angegebenen Brutto-Anlageinvestitionen enthalten deshalb im Gegensatz zum IT auch:

- a) unbebaute Grundstücke
- b) gebrauchte Bauten und bebaute Grundstücke
- c) gebrauchte Ausrüstungsgüter
- d) betriebliche Wohnungsbauten
- e) Investitionen im Leasinggeschäft.

1) Vgl. z.B. Kricke, M.: Die Investitionsaufwendungen der Investitions- und Verbrauchsgüterindustrien: ihre Schätzung aus Investitionserhebungsdaten, in: Ifo-Studien, 21. Jg. (1975), S. 8 oder Wobbe, K.: Die Verwendung von Zahlen der amtlichen Statistik bei der Aufbereitung der IT-Ergebnisse für die Industrie, Internes Merkblatt des Ifo-Instituts, IX/4/1964, S. 6.

2) Ifo-Institut (Hrsg.): Zahlen zur Investitionstätigkeit ausgewählter Wirtschaftsbereiche für die Jahre 1967 bis 1974, Ausgabe 1975, in: Sonderbeilage zur Wirtschaftskonjunktur, 27. Jg. (1975), H. 11, S. 3.

3) Vgl. hierzu Kap. 1.2.

Der Begriff Umsatz umfaßt in der amtlichen Statistik, aufbereitet nach Unternehmen, im Gegensatz zum IT und der Betriebserhebung, welche lediglich den Umsatz aus eigener Erzeugung erfassen, auch den Umsatz in Handelsware und Erlöse aus Nebengeschäften.

Ein anderer Grund, daß bei der amtlichen Erhebung und beim IT unterschiedliche Angaben gemacht werden, liegt, abgesehen von den Meldefehlern und willkürlichen Verfälschungen, beim unterschiedlichen Erhebungsstichtag. Zum Erhebungsstichtag des IT liegen bei vielen, insbesondere großen Unternehmen, noch keine endgültigen Bilanzen vor, welche die Grundlage der Angaben an die amtliche Statistik sind. Dem Ifo-Institut werden deshalb oft vorläufige oder geschätzte Anlagezugänge gemeldet. Dieser Unterschied wird insbesondere in den Jahren 1967 und 1968 deutlich.¹⁾ Wegen der Einführung der Investitionssteuer in der Jahreswende wurden die Bilanzen manipuliert, d.h. bei der Aufstellung der endgültigen Bilanzen wurden soviel Zugangsbuchungen wie nur möglich auf das Buchungsjahr 1967 übernommen. Dadurch läßt sich erklären, daß die Daten der amtlichen Statistik 1967 wesentlich höher und 1968 wesentlich niedriger liegen als hochgerechnete Daten des IT, welchem offensichtlich die noch nicht manipulierten Daten gemeldet wurden.

4.3. Festlegung der Zielgesamtheit und des Zielwertes

Als Zielgesamtheiten kommen lediglich die Gesamtheiten der amtlichen Investitionserhebung in Frage, da sie eindeutig definiert sind und auf diese Weise eine ex-post-Überprüfung der hochgeschätzten Werte möglich ist. Es muß bestimmt werden, ob die Gesamtheit der Betriebe, wie zur Zeit vom Ifo-Institut angenommen, oder der Unternehmen als Zielgesamtheit geringere systematische Fehler zur Folge hat. Eine Abschätzung des so bedingten Fehlers würde nur der Einblick in das beiderseitige Urmaterial gestatten.

1) Vgl. Abb. A32. Im folgenden werden Abbildungen und Tabellen, welche im Anhang dargestellt sind, mit A bezeichnet.

Da dies wegen der gesetzlich vorgeschriebenen Geheimhaltung der Einzeldaten der amtlichen Statistik nicht möglich ist, läßt sich dieses Problem hier nur durch den Vergleich der hochgerechneten Werte mit den zugehörigen Zielwerten lösen.¹⁾ Wenn man der Gesamtheit der Investitions-erhebung, aufbereitet nach Betrieben, die Umsatz- und Beschäftigtendaten der Industriebetriebserstattung zugrundelegt, dann muß berücksichtigt werden, daß diese Gesamtheiten nicht übereinstimmen. Dies wirkt sich je nach Hochrechnungsverfahren in unterschiedlicher Größe als systematische Komponente des Stichprobenfehlers aus.²⁾ Da die Daten der Industriebetriebserstattung, aufbereitet nach beteiligten Fachzweigen, für Größenklassen nicht veröffentlicht werden, diese jedoch für die Hochrechnung, wie später gezeigt wird, unerläßlich sind, werden sie in der vorliegenden Untersuchung außer Betracht bleiben. Es ist außerdem nicht nachzuweisen, daß die so gebildete Gesamtheit mit der Auswahlgesamtheit des IT besser übereinstimmt. Der Unterschied zwischen den Gesamtheiten, aufbereitet nach beteiligten und hauptbeteiligten Fachzweigen, liegt, gemessen an Umsatz und Beschäftigten, in der hier untersuchten EBM-Industrie bei ca. 1%³⁾ und ist somit auch nicht sehr bedeutend. Innerhalb der Fachzweige sind jedoch wesentlich größere Abweichungen vorhanden. Bei einer geschichteten Hochrechnung über Fachzweige⁴⁾ müßte daher die Anwendung dieser Daten erwogen werden.

Dem Zielwert wird der dem IT entsprechende, volkswirtschaftliche Investitionsbegriff zugrundegelegt, um den Nicht-Stichprobenfehler möglichst gering zu halten.⁵⁾

1) Vgl. hierzu Kap. 12.1.

2) Dieses Problem wird im Kap. 13. näher behandelt.

3) Vgl. z. B. Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Fachserie D, 1, I, monatlicher Industriebetrieb, Oktober 1973.

4) Wie im Kap. 9.3. gezeigt wird, ist dieses Schätzverfahren nicht sinnvoll.

5) Vgl. hierzu Kap. 12.2.1.

5. Zum Auswahlverfahren des IT

In diesem Kapitel wird auf das Auswahlverfahren beim Investitionstest näher eingegangen, weil die Güte der Schätzungen von diesem maßgeblich bestimmt wird. Die Besonderheiten des IT müssen festgestellt und darauf aufbauend die Schätzfunktionen konstruiert werden.

Gute Schätzungen sind in hohem Maße davon abhängig, ob die Stichprobe repräsentativ ist. Als repräsentative Stichprobe wird jene Teilgesamtheit bezeichnet, welche ein "verkleinertes aber sonst wirklichkeitstreu Abbild der Grundgesamtheit"¹⁾ darstellt. Von dem Begriff der repräsentativen Stichprobe ist der Begriff des Repräsentationsgrades, wie er beim IT verwendet wird, streng zu unterscheiden. Das Ifo-Institut mißt den Repräsentationsgrad des IT durch den Anteil der durch den IT erhobenen Summe der Brutto-Anlageinvestitionen, Beschäftigten oder Umsätze an den entsprechenden Gesamtwerten der Industriegruppe. So wurden beispielsweise bei der Erhebung 65/66 in der verarbeitenden Industrie 55% und in der in dieser Arbeit untersuchten EBM-Industrie 25% der gesamten Brutto-Anlageinvestitionen erfaßt. Die Größe des Repräsentationsgrades hängt von der Industriegruppe ab und bewegt sich von knapp 20% bis über 90%. Er ist um so größer, je ausgeprägter die oligopolistische Struktur des entsprechenden Marktes ist. Es ist einleuchtend, daß bei hohen Repräsentationsgraden auch eine repräsentative Stichprobe zu erwarten ist, obwohl die restlichen, nicht erfaßten Firmen eine völlig andere Struktur haben können und sich dann die Stichprobenstruktur von der Struktur der Grundgesamtheit wesentlich unterscheiden könnte.

Eine repräsentative Stichprobe kann auf zwei Arten gewonnen werden. Der erste Weg ist die Zufallsstichprobe.²⁾ Die andere Möglichkeit ist die bewußte Auswahl (purposive bzw. judgement sampling), die methodisch zuerst von Bowley³⁾ behandelt wurde. "Auf Grund einer allgemeinen Kenntnis der Gesamtheit sucht man hierbei die Auswahl so zu treffen, daß

1) Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (60): a.a.O., S. 45.

2) Vgl. dazu Kap. 6.

3) Vgl. Bowley, A. L.: Measurement of the precision attained in sampling, in: Bulletin de l'Institut International de Statistique, Vol. XXII, 1^{ère} Livraison, S. 1ff.

die Teilerhebung hinsichtlich der Untersuchungsmerkmale möglichst repräsentativ für die Grundgesamtheit ist." ¹⁾ Die bewußte Auswahl wird durch subjektive Momente gesteuert. Sie ist jedoch der Auswahl aufs Geratewohl vorzuziehen, welche bei der Auswahl keinerlei Informationen über die Grundgesamtheit verarbeitet.

Bei der bewußten Auswahl werden drei Arten unterschieden. Die Quotenauswahl wird vornehmlich bei der Markt- und Meinungsforschung eingesetzt. Bei der "typischen" Auswahl wird mit Hilfe gewisser Kenntnisse über die Grundgesamtheit eine Anzahl von typischen Einheiten ausgewählt, die für das Untersuchungsmerkmal ein verkleinertes Abbild der Grundgesamtheit darstellen oder welche dem Parameter der Grundgesamtheit vermutlich am nächsten liegen. Diesem Auswahlverfahren haftet immer noch ein gewisses Maß an Willkür an, weil ja der Forscher subjektiv entscheidet, welche konkreten Einheiten ausgewählt werden. Diese Form der Auswahl wird z.B. bei den laufenden Wirtschaftsrechnungen privater Haushalte oder der Auswahl typischer Waren bei der Berechnung des Preisindex angewandt.

Ein weiteres Beispiel der bewußten Auswahl ist die Konzentrationsstichprobe (cut-off-Verfahren). Dieses Verfahren wird bei Grundgesamtheiten mit starker Konzentration in Bezug auf ein quantitatives Untersuchungsmerkmal angewandt. Die kleinen Einheiten, welche zum Gesamtwert wenig beitragen, werden weggelassen. So wird bei relativ kleinem Stichprobenumfang ein großer Anteil des Gesamtbetrages des Untersuchungsmerkmals erfaßt. Die Konzentrationsstichprobe wird beispielsweise bei der Investitionserhebung der amtlichen Statistik eingesetzt.

Die bewußte Auswahl kann zu genaueren Schätzungen als die Zufallsauswahl führen. Über die Genauigkeit lassen sich jedoch im Gegensatz zur Zufallsauswahl aus der Stichprobe keine Angaben machen. Die Güte der Schätzungen läßt sich eindeutig nur beurteilen, wenn die zu schätzenden Parameter der Grundgesamtheit bekannt sind. Gute Schätzungen sind dann gewährleistet, wenn sie auf einer möglichst repräsentativen Stichprobe beruhen.

1) Kellerer, H.: a.a.O., S. 193.

Es muß nun geprüft werden, inwieweit die durch den IT gewonnene Stichprobe einer repräsentativen Auswahl genügt.¹⁾ Da es sich beim IT um eine freiwillige Erhebung handelt und die Investitionen eine Variable sind, welche im Zeitverlauf und von Firma zu Firma sehr starke Streuungen aufweisen, kann a priori nicht erwartet werden, daß diese Erhebung den Forderungen einer hinreichend genauen Hochrechnung genügt. Es kommt erschwerend hinzu, daß der Repräsentationsgrad in einigen Industriegruppen gering ist.

Der Teilnehmerkreis der Firmen, die sich am IT beteiligten, setzte sich am Anfang aus den Unternehmen zusammen, welche zuvor am Konjunkturtest teilgenommen haben. Die unter Mitwirkung der Wirtschaftsverbände ausgewählten Firmen sollten im Hinblick der beim Konjunkturtest erhobenen Merkmale repräsentativ sein. Es konnte nicht ohne weiteres erwartet werden, daß dieser Berichtskreis auch bezüglich der beim IT erhobenen Merkmale repräsentativ ist. Das Hauptziel war anfangs, einen Teilnehmerstamm zu gewinnen. Insofern hatte die Auswahl Merkmale der Auswahl aufs Geratewohl, wofür Kellerer²⁾ folgendes Beispiel bringt: "Für eine Handwerksuntersuchung bittet jemand eine Anzahl Handwerksinnungen ihm berichtsfreudige Firmen zu nennen." Da das Investitionsverhalten vom Charakter der Branche und von der Größe der Firma abhängt, ist innerhalb der Industriegruppen eine starke Streuung der Investitionskennziffern festzustellen. Diese Heterogenität hat das Institut veranlaßt, möglichst alle Firmentypen hinsichtlich des Fachzweiges und der Firmengröße durch die Erhebung zu repräsentieren. Dieses Auswahlprinzip hat nun Ähnlichkeiten mit der "typischen" Auswahl, nicht aber in dem Sinne, daß durch Kontrollmerkmale oder a posteriori versucht wird, die Einheiten so auszuwählen, daß die durchschnittlichen Brutto-Anlageinvestitionen möglichst gut getroffen werden. Aber auch dann, wenn es gelänge, einen typischen Berichtskreis in diesem Sinne zu bestimmen, würde vermutlich dieses Panel wegen der starken zeitlichen Streuung der Investitionen nicht typisch bleiben.

1) Der IT wird üblicherweise als Teilerhebung auf repräsentativer Basis bezeichnet; vgl. z.B. Ifo-Institut (Hrsg.): Konjunkturtest und Investitionstest, München 1970, S. 3.

2) Kellerer, H.: a.a.O., S. 10.

In der letzten Zeit bemüht sich das Institut, wichtige Investitionen verstärkt an der Erhebung zu beteiligen. Das führt dazu, daß bei investitionsintensiven Industriegruppen höhere Auswahlsätze als bei investitionsextensiven angestrebt werden. Außerdem werden größere Firmen stärker als kleinere an der Erhebung beteiligt. So wird ein größerer Anteil der Gesamtinvestitionen durch die Stichprobe erfaßt. Als zweites Charakteristikum der IT-Erhebung kommt daher zur typischen Auswahl das Konzentrationsprinzip hinzu. Dieses Prinzip bewirkt eine Verzerrung der Stichprobe in dem Sinne, daß große Firmen im Vergleich zu ihrem Anteil in der Grundgesamtheit in der Stichprobe überproportional vertreten sind. Den unbekannten Stichprobenraum dieses Auswahlverfahrens kann man sich durch eine große Zahl von Wiederholungen der beschriebenen Auswahl vorstellen. Es existiert jährlich eine Realisation. Die so bedingte Auswahlverzerrung kann man auf zwei Wegen reduzieren. Zum einen läßt sie sich durch das Schätzverfahren vermindern.¹⁾ Der andere Weg führt über die Bestimmung des Auswahlverfahrens, in Bezug auf welches die IT-Stichprobe als zufällig angesehen werden kann.²⁾ Die für dieses Auswahlverfahren entwickelten erwartungstreuen Schätzfunktionen dürften die Auswahlverzerrung gut beheben. Für gute Schätzungen ist daher, wie üblicherweise angenommen wird,³⁾ nicht unbedingt erforderlich, daß die Stichprobe nach obiger Definition repräsentativ ist. Auch mit verzerrten Stichproben lassen sich gute Schätzungen erreichen, wenn es nur gelingt, diese Auswahlverzerrung durch die Schätzfunktion zu eliminieren.⁴⁾

Zu dieser Verzerrung, die durch die Auswahl der Firmen, an welche der IT-Testbogen versandt wird, bedingt ist und wie erläutert bewußt bewirkt wird, kommt eine Verzerrung durch das non-response-Problem. Da sich nur ein Anteil der ausgewählten Firmen - die Antwortquote liegt in der Industrie bei ca. 50% - an der Erhebung beteiligt, stimmt die Auswahlgesamtheit mit

1) Dieser Weg wurde bisher durch die Anwendung der ungeschichteten Verhältnisschätzung eingeschlagen.

2) Dazu gehören beispielsweise Schätzverfahren, die auf PPS-Auswahlverfahren beruhen.

3) Vgl. Bonhoeffer, F.O. u. Streck, W.R.: a.a.O., S. 88.

4) In der Stichprobentheorie sind eine Reihe von verzerrenden, d.h. nach obiger Definition nicht repräsentative Stichproben liefernden Auswahlverfahren üblich, welche effiziente Schätzungen liefern; so z.B. die PPS-Auswahlverfahren, vgl. Kap. 6.4.

der Grundgesamtheit nicht überein. Wenn sich die Strukturen der Antwortbereiten und der Nichtantwortbereiten voneinander unterscheiden, ist eine Verzerrung zu erwarten. Dieser systematische Fehler wird um so größer sein, je größer der Anteil der Antwortverweigerer ist. Er kann sich als Nicht-Stichprobenfehler oder Stichprobenfehler auswirken. Wenn sich die nicht antwortbereiten Firmen hinsichtlich der durchschnittlichen Investitionen von den antwortbereiten unterscheiden, so wird der systematische Fehler, nach Definition des Kap. 3., als Nicht-Stichprobenfehler bezeichnet. Wenn jedoch beispielsweise die Antwortverweigerer mit den Antwortbereiten in dieser Hinsicht übereinstimmen, aber in der Investitionsquote (Investitionen je Umsatzeinheit) voneinander abweichen, so wirkt sich dies bei der Verhältnisschätzung als Stichprobenverzerrung aus, welche bei der einfachen Hochrechnung verschwindet.

Die Struktur der Nichtbeantworter unterscheidet sich beim IT von der Struktur der Beantworter aus zwei Gründen. Zum einen wurde festgestellt, daß der Anteil der Nichtbeantworter bei den kleineren Firmen größer als bei den größeren ist. So kommt es zu einer zusätzlichen Verzerrung in dem Sinne, daß in der Stichprobe der Anteil der großen Firmen im Verhältnis zu ihrem Anteil in der Grundgesamtheit größer ist. Dieser Nicht-Stichprobenfehler kann zum Teil durch das Schätzverfahren eliminiert werden, so z.B. durch die stärkere Gewichtung der kleineren Firmen.

Die zweite Ursache der Verzerrung ist, daß die nicht antwortenden Firmen in den unteren Größenklassen kleinere Investitionen aufweisen als die antwortenden Firmen. Der Grund dafür ist, daß sich die Teilgesamtheit der Nichtantwortbereiten zum Teil aus Firmen zusammensetzt, die unerheblich oder gar nicht investiert haben und dies nicht melden, obwohl auch in diesem Falle das Ifo-Institut ausdrücklich um Beantwortung bittet. Es ist daher in den unteren Größenklassen zu erwarten, daß die durch die Stichprobe ermittelten Investitionskennziffern höher als die entsprechenden Parameter der Grundgesamtheit liegen. Somit ist aufgrund der bisher angewandten Verhältnisschätzungen in diesen Größenklassen eine systematische Überschätzung zu erwarten, über deren Höhe keine Aussagen zu

machen sind und die durch das Schätzverfahren nicht zu eliminieren ist. Die Größe der durch die Nichtbeantwortung bedingten Verzerrung könnte nur bestimmt werden, wenn das Ifo-Institut den Fragebogen an alle Firmen der Industriegruppe zusenden würde und die IT-Erhebung im Vergleich zur amtlichen Statistik keine Nicht-Stichprobenfehler aufweisen würde. Im vorliegenden Falle aber überlagert sich die non-response-Verzerrung mit dem Stichprobenfehler und anderen Komponenten des Nicht-Stichprobenfehlers.

Die jährliche Veränderung der IT-Stichprobe ist durch die Zu- und Abwanderung der teilnehmenden Firmen bedingt. Ein großer Prozentsatz der Firmen beteiligt sich jedes Jahr an der Erhebung. Wenn die Auswahl beim IT zufällig wäre, würde hier das Modell der mehrphasigen Stichprobe angemessen sein.¹⁾ Der Berichtskreis könnte als ein Panel mit Rotation bezeichnet werden. Da sich bei diesem Auswahlverfahren jedoch keine neuen Gesichtspunkte bezüglich der Schätzfunktion ergeben, wird es weiterhin nicht verfolgt.

1) In der englischsprachigen Literatur unter "successive sampling" behandelt; vgl. z.B. Sukhatme, P.V.: a.a.O., S. 216ff.

6. Übersicht über Auswahl- und Schätzverfahren

Bezeichnungen¹⁾

<u>Größe</u>	<u>Grundgesamtheit</u>	<u>Stichprobe</u>
Anzahl der Einheiten	N	n
Auswahlsatz	-	$f = \frac{n}{N}$
Untersuchungsvariable	$Y_1, Y_2, \dots, Y_N$	$y_1, y_2, \dots, y_n$
Zusatzvariablen	$X_1, X_2, \dots, X_N$	$x_1, x_2, \dots, x_n$
Auswahlwahrscheinlichkeiten bei erster Ziehung	$P_1, P_2, \dots, P_N$	$p_1, p_2, \dots, p_n$
Auswahlwahrscheinlichkeiten	$\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_N$	$\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_n$
Mittelwert von y	$\bar{Y}$	$\bar{y}$
Gesamtwert von y	Y	y
Varianz von y	S_y^2	s_y^2
Variationskoeffizient von y	V_y	v_y
Verhältnis der Ausprägungen	$R_1, R_2, \dots, R_N$	$r_1, r_2, \dots, r_n$
Verhältnis der Mittelwerte	R	r
Parameter und Schätzwert	θ	$\hat{\theta}$
Bias von $\hat{\theta}$	$B(\hat{\theta})$	$b(\hat{\theta})$
Varianz von $\hat{\theta}$	$\sigma_{\hat{\theta}}^2$	$s_{\hat{\theta}}^2$
Standardfehler von $\hat{\theta}$	$\sigma_{\hat{\theta}}$	$s_{\hat{\theta}}$
Mittlerer quadratischer Fehler von $\hat{\theta}$	$MSE(\hat{\theta})$	$mse(\hat{\theta})$
Korrelationskoeffizient	ρ_{yx}	$\hat{\rho}_{yx}$
Kovarianz	S_{yx}	s_{yx}
Anzahl der Schichten	L	
Anzahl der Einheiten in der h -ten Schicht	N_h	n_h

Indizes: h kennzeichnet die Schicht
 i, j " " Einheit

1) Die Zufallsgrößen werden nicht wie üblich mit großen Buchstaben bezeichnet. Aus dem Zusammenhang ergibt sich, ob es sich um eine Zufallsgröße oder ihre Realisation handelt.

Grundgesamtheit

$$\bar{Y} = \frac{1}{N} \sum_N Y_i$$

$$Y = \sum_N Y_i$$

$$s_y^2 = \frac{1}{N-1} \sum_N (Y_i - \bar{Y})^2$$

$$v_y = \frac{s_y}{\bar{Y}}$$

$$s_{yx} = \frac{1}{N-1} \sum_N (Y_i - \bar{Y})(X_i - \bar{X})$$

$$\rho_{yx} = \frac{s_{yx}}{s_y s_x}$$

$$\beta_{yx} = \frac{s_{yx}}{s_x^2}$$

$$R = \frac{\bar{Y}}{\bar{X}}$$

$$R_i = \frac{Y_i}{X_i}$$

$$\bar{R} = \frac{1}{N} \sum_N R_i$$

Stichprobe

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_n y_i$$

$$y = \sum_n y_i$$

$$s_y^2 = \frac{1}{n-1} \sum_n (y_i - \bar{y})^2$$

$$v_y = \frac{s_y}{\bar{y}}$$

$$s_{yx} = \frac{1}{n-1} \sum_n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})$$

$$\hat{\rho}_{yx} = \frac{s_{yx}}{s_y s_x}$$

$$\hat{\beta}_{yx} = \frac{s_{yx}}{s_x^2}$$

$$r = \frac{\bar{y}}{\bar{x}}$$

$$r_i = \frac{y_i}{x_i}$$

$$\bar{r} = \frac{1}{n} \sum_n r_i$$

In diesem Kapitel werden einige für diese Untersuchung wichtige Auswahlverfahren, die auf der Zufallsauswahl beruhen, dargestellt. Es wird eine Übersicht der wichtigsten Schätzverfahren und ihrer Eigenschaften gebracht.

6.1. Grundlagen

Definition der Wahrscheinlichkeitsstichprobe:

Darunter versteht man ein Auswahlverfahren, welches eine wohldefinierte Menge $\Omega = \{S_1, S_2, \dots, S_k\}$ verschiedener Stichproben erzeugt. Jede Stichprobe wird mit einer bekannten Auswahlwahrscheinlichkeit P_1 realisiert. Zu unterscheiden sind Stichproben mit und ohne Berücksichtigung der Reihenfolge, in welcher die Einheiten gezogen werden. Jeder Stichprobe wird nur ein

nach einem genau definierten Schätzverfahren berechneter Wert zugeordnet. Die Schätzfunktion ist somit als eine diskrete Zufallsgröße aufzufassen. Zwei Parameter dieser Verteilung spielen eine hervorragende Rolle:

$$\text{Erwartungswert } E(\hat{\theta}) = \sum_{l=1}^{l=k} p_l \hat{\theta}_l$$

$$\text{Standardfehler } \sigma_{\hat{\theta}} = \sqrt{\sum_{l=1}^{l=k} p_l (\hat{\theta}_l - E(\hat{\theta}))^2}$$

Mit Hilfe dieser Parameter erfolgt die Bewertung der Auswahl- und Schätzverfahren.

Definitionen:

Verzerrung bzw. Bias von $\hat{\theta}$: $B(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta}) - \theta$

Mittlerer quadratischer Fehler von $\hat{\theta}$: $MSE(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta} - \theta)^2 = \sigma_{\hat{\theta}}^2 + B(\hat{\theta})^2$

Variationskoeffizient von $\hat{\theta}$: $V_{\hat{\theta}} = \frac{\sigma_{\hat{\theta}}}{E(\hat{\theta})}$

Wünschenswerte Eigenschaften der Schätzfunktion:

1. Die Schätzfunktion sollte erwartungstreu sein:

$$B(\hat{\theta}) = 0$$

2. Effizienz

$\hat{\theta}_1$ ist effizienter als $\hat{\theta}_2$ wenn gilt:

$$MSE(\hat{\theta}_1) < MSE(\hat{\theta}_2)$$

Mit MSE kann man zwei unterschiedlich stark verzerrte Schätzwerte hinsichtlich ihrer Treffsicherheit vergleichen.

Die Effizienz von $\hat{\theta}_1$ verglichen mit $\hat{\theta}_2$ wird definiert als:

$$\text{Eff}(\hat{\theta}_1 / \hat{\theta}_2) = \frac{MSE(\hat{\theta}_2)}{MSE(\hat{\theta}_1)} \quad (6.1)$$

3. Konsistenz

Eine Schätzfunktion heißt konsistent¹⁾, wenn bei Ausdehnung des Stichprobenumfangs n auf den Umfang N der Grundgesamtheit der Schätzwert mit dem Parameter übereinstimmt. Eine inkon-

1) Diese Konsistenzdefinition stammt von Cochran, W.G.: a.a.O., S.37. Eine andere Definition bringen Hansen, M.H. u. Mitarb.: a.a.O., S.74, wenn $\lim_{n \rightarrow \infty} \hat{\theta} = \theta$.

sistente Schätzfunktion ist nicht unbedingt unbrauchbar. Sie kann angewandt werden, wenn bei kleinen Auswahlätzen die Treffsicherheit hinreichend groß ist.

Lineare Schätzfunktion

Die Stichprobentheorie beschäftigt sich vorwiegend mit Schätzfunktionen folgender Form¹⁾, die ausnahmslos auch in dieser Arbeit angewandt werden:

$$\hat{Y} = c_1 y_1 + c_2 y_2 + \dots + c_n y_n \quad (6.2)$$

Die Koeffizienten c_i können von der gewählten Einheit, der realisierten Stichprobe und der Reihenfolge, in welcher die Einheit in die Stichprobe gelangt, abhängen. Diese Definition ist allgemeiner als jene bei unendlichen Gesamtheiten. Die Koeffizienten c_i heißen Gewichte.

6.2. Übersicht über Auswahlverfahren

In der Abb.2 sind die wichtigsten Auswahlverfahren dargestellt.²⁾

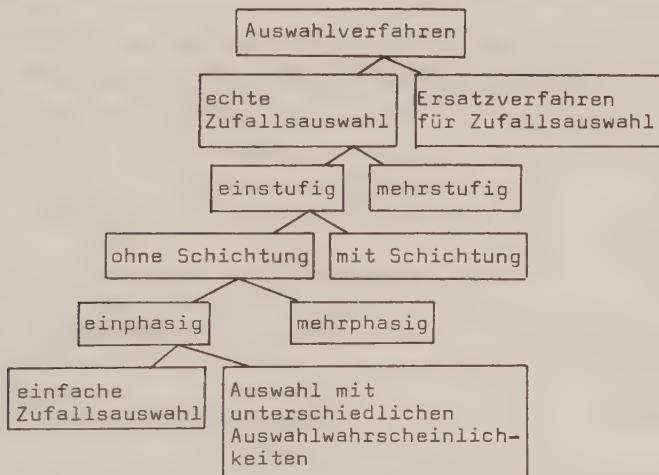


Abb.2

Übersicht über die Auswahlverfahren

1) Vgl. Raj, D. (68): a.a.O., S.27. Bezüglich nichtlinearer Schätzfunktionen siehe bei: Stenger, H.: Lineare und nichtlineare Schätzfunktionen in der Stichprobentheorie, in: Statistische Hefte, Neue Folge, Band 13 (1972).

2) Vgl. Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (60): a.a.O., S.45.

Für die vorliegende Untersuchung sind lediglich einstufige und einphasige Auswahlverfahren mit und ohne Schichtung und mit gleichen oder unterschiedlichen Auswahlwahrscheinlichkeiten von Bedeutung. Grundsätzlich muß zwischen Auswahlverfahren mit (with replacement, abgek. WR) und ohne Zurücklegen (without replacement, abgek. WOR) unterschieden werden.

6.3. Einfache Zufallsstichproben (SRS)¹⁾

Jede Einheit hat gleiche Auswahlwahrscheinlichkeit.

6.3.1. Ungebundene Schätzung

Hierbei werden bei der Schätzung keine Zusatzinformationen über die Grundgesamtheit herangezogen. Von freier Hochrechnung spricht man auch dann, wenn bei geschichteter Auswahl die zusätzliche Information nicht in der Schätzfunktion explizit verarbeitet wird. Dieser Begriff wird auch bei der Auswahl mit unterschiedlichen Auswahlwahrscheinlichkeiten verwendet, wenn bei der Schätzung lediglich die Auswahlwahrscheinlichkeiten herangezogen werden.

Die Schätzfunktionen für das Ziehen mit und ohne Zurücklegen sind beim SRS-Verfahren fast durchwegs identisch. Die Formeln für die Varianz werden für das Ziehen ohne Zurücklegen angegeben²⁾.

$$\hat{\bar{Y}} = \bar{y} \quad (6.3)$$

$$E(\hat{\bar{Y}}) = \bar{Y} \quad (6.4)$$

$$\sigma_{\hat{\bar{Y}}}^2 = \frac{(1-f)}{n} S_y^2 \quad (6.5)$$

$$s_{\hat{\bar{Y}}}^2 = \frac{(1-f)}{n} s_y^2 \quad (6.6)$$

$$E(s_{\hat{\bar{Y}}}^2) = \sigma_{\hat{\bar{Y}}}^2 \quad (6.7)$$

1) In Anlehnung an den englischsprachigen Gebrauch wird im folgenden z.B. die einfache Zufallsstichprobe (simple random sampling) mit Zurücklegen mit SRS WR abgekürzt.

2) Da beim IT die Einheiten nur einmal in der Stichprobe vorkommen, entspricht dem Auswahlvorgang des IT eher das Ziehen ohne Zurücklegen.

Die Schätzfunktion ist bei $n \geq 30$ und $n/N \leq 0,05$ annähernd normalverteilt.¹⁾ Die Güte der Annäherung ist von der Verteilung des Untersuchungsmerkmals in der Grundgesamtheit abhängig. Bei Verteilungen mit erheblicher positiver Schiefe²⁾ läßt sich auch bei größeren Stichprobenumfängen die Schiefe bei der Verteilung der Schätzfunktion erkennen.

3.2. Gebundene Schätzung

Für die Einheiten der Stichprobe sind außer den Werten der Untersuchungsvariablen y auch Werte der Hilfsvariablen x bekannt. Außerdem ist der Gesamtwert der Hilfsvariablen in der Grundgesamtheit bekannt. Zu unterscheiden sind Fälle, wo eine oder mehrere (mehrdimensionale Schätzungen) Hilfsvariablen zur Schätzung herangezogen werden. Die Steigerung der Treffsicherheit durch gebundene Verfahren ist in großem Maße von der Korrelation zwischen der Untersuchungsvariablen und der Basisvariablen abhängig.

3.2.1. Verhältnisschätzung (ratio estimation)

$$\hat{\bar{Y}} = \frac{\bar{y}}{\bar{x}} \bar{X} = r \bar{X} \quad (6.8)$$

Die Schätzfunktion ist konsistent und verzerrt.

$$B(\hat{\bar{Y}}) \cong \frac{(1-f)}{n} \frac{1}{\bar{x}} (R^2 S_x^2 - \rho S_x S_y) \quad (6.9)$$

$$\sigma_{\hat{\bar{Y}}}^2 \cong \frac{(1-f)}{n} (S_y^2 - 2\rho S_x S_y + R^2 S_x^2) \quad (6.10)$$

Diese beiden Formeln sind erste Näherungen.³⁾

$$b(\hat{\bar{Y}}) = \frac{(1-f)}{n} \frac{1}{\bar{x}} (r S_x^2 - s_{yx}) \quad (6.11)$$

$$s_{\hat{\bar{Y}}}^2 = \frac{(1-f)}{n} (s_y^2 - 2rs_{yx} + r^2 s_x^2) \quad (6.12)$$

1) Vgl. Stenger, H.: Stichprobentheorie, Würzburg-Wien 1971, S. 76.

2) Wie aus den Abb. A11, A12 und A13 zu ersehen ist, weisen die in der vorliegenden Untersuchung auftretenden Merkmale eine starke positive Schiefe.

3) Zweite Näherungen siehe bei Sukhatme, P.V.: a.a.O., S. 140ff.

Die durch die erste Näherung bedingte Unterschätzung der Varianz kann abgeschätzt werden. Sukhatme¹⁾ bestimmte die Näherung für Größen $1/n^2$ -ter Ordnung für große Grundgesamtheiten mit zwei-dimensional normalverteilten x- und y-Variablen:

$$\frac{\sigma_{\hat{Y}}^2}{\bar{Y}^2} \doteq \frac{\sigma_{1.Näh.}^2}{\bar{Y}^2} \left(1 + \frac{3V_x^2}{n} + \frac{6V_x^2(p^2V_y + V_x^2 - 2pV_xV_y)}{n^2} \right) \quad (6.13)$$

Cochran²⁾ gab eine obere Grenze dieser Näherung an:

$$\frac{\sigma_{\hat{Y}}^2}{\bar{Y}^2} < \frac{\sigma_{1.Näh.}^2}{\bar{Y}^2} \left(1 + 9V_x^2 \right) \quad (6.14)$$

Das heißt, daß bei $V_x < 0,1$ die Unterschätzung, bedingt durch die erste Näherung, weniger als 9% betragen wird. In der Praxis wird diese Unterschätzung eher geringer sein. Cochran³⁾ gibt als Faustregel, damit die Näherungsformel unbedenklich angewandt werden darf, für den erforderlichen Stichprobenumfang $n > 30$ und für V_x und $V_y < 0,1$ an. Dieselben Bedingungen gibt er auch als Voraussetzung der Annäherung der Schätzverteilung durch die Normalverteilung an. Die positive Schiefe der Merkmale überträgt sich, wenn auch schwächer, auch bei der Verhältnisschätzung auf die Verteilung der Schätzfunktion.

Die Verzerrung kann bei großen n und ausreichend großem ρ vernachlässigt werden, denn sie ist im Verhältnis zum Standardfehler von der Ordnung $1/2$ in $1/n$. Die Verhältnisschätzung ist unverzerrt, wenn die Regressionsgerade zwischen y und x durch den Ursprung verläuft, d.h. wenn $E(y|x) = \beta x$ ist. Cochran⁵⁾ gibt eine obere Grenze für das Verhältnis von Verzerrung zum Standardfehler an:

$$\frac{\hat{B}(\hat{Y})}{\sigma_{\hat{Y}}} \leq V_x \quad (6.15)$$

1) Vgl. Sukhatme, P.V.: a.a.O., S.145f.

2) Vgl. Cochran, W.G.: a.a.O., S.191.

3) Vgl. Ebd., S.189.

4) Vgl. Sukhatme, P.V.: a.a.O., S.139.

5) Vgl. Cochran, W.G.: a.a.O., S.194.

Das heißt, daß die Verzerrung im Verhältnis zum Standardfehler vernachlässigt werden kann, wenn der Variationskoeffizient von $\bar{x}$ kleiner als 0,1 ist. Kish u. Mitarb.¹⁾ untersuchten die Größe der Verzerrung im Verhältnis zum Standardfehler an einer Reihe von natürlichen Gesamtheiten und kamen zum Ergebnis, daß die Verzerrung in den meisten Fällen vernachlässigbar ist.

Die Effizienz der Verhältnisschätzung

Für unendliche Gesamtheiten lassen sich Bedingungen angeben, unter welchen die Verhältnisschätzung beste lineare unverzerrte Schätzung ist. Daraus lassen sich auch für endliche Gesamtheiten gewisse Bedingungen ableiten, für welche die Verhältnisschätzung kaum zu übertreffen ist. Folgendes Modell wird zugrundegelegt:

$$y_i = \beta x_i + u_i$$

$$E(u_i | x_i) = 0$$

$$\text{Var}(u_i | x_i) = \lambda x_i$$

Nach dem Theorem von Gauß-Markoff ist die Kleinste-Quadrate-Schätzung von β die beste lineare erwartungstreue Schätzvariable. Damit ergibt sich für die Schätzung von β :

$$\hat{\beta} = \frac{\bar{y}}{\bar{x}} = r$$

Effizienzvergleich zwischen einfacher Schätzung und Verhältnisschätzung²⁾

Bei diesem Effizienzvergleich wird die Verzerrung vernachlässigt. Weiterhin wird vorausgesetzt, daß der Stichprobenumfang hinreichend groß ist, damit die Näherungsformel für die Varianz angewandt werden darf.

$\sigma_{\hat{y}}^2$ (Verhältnisschätzung) $<$ $\sigma_{\hat{y}}^2$ (einfache Hochrechnung) wenn gilt:

1) Vgl. Kish, L., Namboodiri, N.K. u. Pillai, R.K.: The ratio-bias in survey, in: JASA, 57 (1962), S. 863ff.

2) Vgl. Sukhatme, P.V.: a.a.O., S. 150.

$$\rho > \frac{1}{2} \left(\frac{S_x}{\bar{X}} \right) / \left(\frac{S_y}{\bar{Y}} \right) = \frac{1}{2} \frac{V_x}{V_y} \quad (6.16)$$

Bei kleinen Stichproben muß ρ in der Regel größer sein. Daraus folgt, daß, wenn $V_x > 2V_y$ ist, die Verhältnisschätzung immer schlechter ist. Wenn wie oft der Fall ist $V_x \approx V_y$ ist, dann ist die Verhältnisschätzung effizienter als einfache Hochrechnung, wenn $\rho > 0,5$ ist.

Es läßt sich eine allgemeinere gewichtete Verhältnisschätzung angeben¹⁾, welche die Verschiedenheit der Strukturen berücksichtigt, und deren Sonderfall die gewöhnliche Verhältnisschätzung ist. Wenn $\text{Var}(u_i | x_i)$ eine bestimmte Funktion des Merkmals x ist, läßt sich die optimale Schätzung für β angeben:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_n \frac{1}{\text{Var}(u_i | x_i)} y_i x_i}{\sum_n \frac{1}{\text{Var}(u_i | x_i)} x_i^2} \quad (6.17)$$

Daraus lassen sich optimale Schätzungen für bestimmte Strukturen ableiten:

a) $\text{Var}(u_i | x_i) = \lambda$, d.h. es liegt Homoskedastizität vor.

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_n y_i x_i}{\sum_n x_i^2} \quad (6.18)$$

b) $\text{Var}(u_i | x_i) = \lambda x_i^2$

$$\hat{\beta} = \frac{1}{n} \sum_n \frac{y_i}{x_i} = \bar{r} \quad (6.19)$$

$$\hat{\bar{Y}} = \bar{r} \cdot \bar{X} \quad (6.20)$$

$$\sigma_{\hat{\bar{Y}}}^2 = \frac{1-f}{n} \bar{X}^2 S_{y_i/x_i}^2 \quad (6.21)$$

$$B(\hat{\bar{Y}}) = \bar{R} \bar{X} - \bar{Y} \quad (6.22)$$

Diese Schätzfunktion ist verzerrt und inkonsistent. Man wird sie deshalb nur bei kleinen Auswahlätzen, wenn eher eine quadratische Zunahme der bedingten Varianz festzustellen ist und die Regressionsgerade nahe am Ursprung verläuft, anwenden.

1) Vgl. Cochran, W.G.: a.a.O., S.188.

6.3.2.2. Unverzerrte und verhältnisähnliche Schätzfunktionen

Bisher hat sich eine Reihe von Verfassern mit der Entwicklung von unverzerrten oder zumindest weniger verzerrten Verhältnis-schätzungen beschäftigt. Hierbei kann man grundsätzlich zwei verschiedene Richtungen unterscheiden. Eine Gruppe von Verfassern¹⁾²⁾³⁾⁴⁾ entwickelte für das SRS-Verfahren verhältnisähnliche (ratio type) unverzerrte Schätzfunktionen, während die andere Gruppe⁵⁾⁶⁾⁷⁾⁸⁾⁹⁾ besondere Auswahlverfahren bestimmte, für welche die gewöhnliche Verhältnisschätzung unverzerrte Schätzungen liefert. Einige Verfasser¹⁰⁾¹¹⁾¹²⁾ entwickelten besondere Auswahlverfahren kombiniert mit verhältnisartigen Schätzfunktionen, um die Verzerrung zu erniedrigen (almost unbiased ratio estimates). Mickey¹³⁾, Williams¹⁴⁾ und Sukhatme¹⁵⁾ entwickelten eine allgemeine Theorie verhältnisartiger Schätzer, woraus die einzelnen Schätzfunktionen abgeleitet werden können.

- 1) Vgl. Hartley, H.O. u. Ross, A.: Unbiased ratio estimators, in: Nature, 174 (1954), S. 270ff.
- 2) Vgl. Goodman, L.A. u. Hartley, H.O.: The precision of unbiased ratio-type estimators, in: JASA, 53 (1958), S. 491ff.
- 3) Robson, D.S.: Applications of multivariate polykays to the theory of unbiased ratio type estimation, in: JASA, 52 (1957), S. 511ff.
- 4) Vgl. Mickey, M.R.: Some finite population unbiased ratio and regression estimators, in: JASA, 54 (1959), S. 594ff.
- 5) Vgl. Lahiri, D.B.: A method of sample selection providing unbiased ratio estimators, in: BISL, 33, 2 (1951), S. 133ff.
- 6) Vgl. Midzuno, H.: On the sampling system with probability proportional to sum of sizes, in: AISM, 3 (1952), S. 99ff.
- 7) Vgl. Raj, D.: Ratio estimation in sampling with equal and unequal probabilities, in: JISAS, 6 (1954), S. 127ff.
- 8) Vgl. Nanjamma, M.N., Murthy, M.N. u. Sethy, V.K.: Some sampling systems providing unbiased ratio estimators, in: Sankhya, 21 (1959), S. 299ff.
- 9) Vgl. Pathak, P.K.: On sampling schemes providing unbiased ratio estimators, in: AMS, 35 (1964), S. 222ff.
- 10) Vgl. Quenouille, M.H.: Notes on bias in estimation, in: Biometrika, 43 (1956), S. 353ff.
- 11) Vgl. Durbin, J.: A note on the application of Quenouille's method of bias reduction to the estimation of ratios, in: Biometrika, 46 (1959), S. 477ff.
- 12) Vgl. Murthy, M.N. u. Nanjamma, N.S.: Almost unbiased ratio estimates based on interpenetrating sub-sample estimates, in: Sankhya, 21 (1959), S. 381ff.
- 13) Vgl. Mickey, M.R.: a.a.O., S. 594ff.
- 14) Vgl. Williams, W.H.: Generating unbiased ratio and regression estimators, in: Biometrics, 17 (1961), S. 267ff.
- 15) Vgl. Sukhatme, P.V.: Generalised Hartley-Ross unbiased ratio-type estimator, in: Nature, 196 (1962), S. 1138ff.

Hartley u. Ross¹⁾ bestimmten, aufbauend auf der Schätzfunktion (6.20), einen unverzerrten und konsistenten Schätzer:

$$\hat{\bar{Y}} = \bar{r} \bar{X} + \frac{n(n-1)}{N(n-1)} (\bar{y} - \bar{r} \bar{x}) \quad \text{für SRS WOR} \quad (6.23)$$

Robson²⁾ bestimmte die genaue, jedoch sehr komplizierte Formel für die Varianz dieser Schätzfunktion. Eine Näherungsformel für $n \ll N$ gaben Goodman u. Hartley³⁾ an:

$$\sigma_{\hat{\bar{Y}}}^2 \doteq \frac{N^2}{n} (S_y^2 + \bar{R}^2 S_x^2 - 2\bar{R} S_{yx}) + \frac{N}{n(n-1)} (S_r^2 S_x^2 + S_{rx}^2), \quad (6.24)$$

wobei S_x^2 die Varianz des Merkmals y/x und S_{rx} die Kovarianz zwischen y/x und x in der Grundgesamtheit ist.

Goodman u. Hartley verglichen (6.23) hinsichtlich der Effizienz mit (6.8) und (6.20).

Stenger⁴⁾ schlägt eine Korrektur der gewöhnlichen Verhältnisschätzung um ihre geschätzte Verzerrung vor. Diese Schätzfunktion hat eine kleinere Verzerrung.

$$\hat{\bar{Y}} = \bar{r} \bar{X} - \frac{(1-f)}{n} \bar{y} \left(\left(\frac{S_y}{\bar{y}} \right)^2 - \frac{S_{yx}}{\bar{y} \bar{x}} \right) \quad (6.25)$$

Tin⁵⁾ führte Effizienzuntersuchungen verschiedener Schätzungen durch. Unter anderem untersuchte er die Schätzfunktion von Beale⁶⁾, die weniger verzerrt als gewöhnliche Verhältnisschätzung ist.

$$\hat{\bar{Y}} = \frac{\bar{y}}{\bar{x}} \frac{\left(1 + \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \frac{S_{yx}}{\bar{y} \bar{x}} \right)}{\left(1 + \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \frac{S_x}{\bar{x}} \right)} \quad (6.26)$$

Rao⁷⁾ untersuchte die Effizienz verschiedener verhältnisartiger Schätzfunktionen unter dem Modell der unendlichen Gesamtheit.

1) Vgl. Hartley, H.O. u. Ross, A.: a.a.O., S.270ff.

2) Vgl. Robson, D.S.: a.a.O., S.511ff.

3) Vgl. Goodman, L.A. u. Hartley, H.O.: a.a.O., S.491ff.

4) Vgl. Stenger, H. (71): a.a.O., S.115.

5) Vgl. Tin, M.: Comparison of some ratio estimates, in: JASA, 60 (1965) S.294ff.

6) Vgl. Beale, E.M.L.: Some use of computers in operational research, in: Industrielle Organisation, 31 (1962), S.27ff.

7) Vgl. Rao, P.S.R.: Comparison of four ratio-type estimates under a modell, in: JASA, 64 (1969), S.574ff.

6.3.2.3. Mehrdimensionale Verhältnisschätzung

Olkin¹⁾ erweiterte die Verhältnisschätzung auf Fälle, wenn mehr als eine Hilfsvariable zur Verfügung steht.

p = Anzahl der Hilfsvariablen

$$\hat{\bar{Y}} = w_1 \frac{\bar{y}}{\bar{x}_1} \bar{X}_1 + \dots + w_p \frac{\bar{y}}{\bar{x}_p} \bar{X}_p ; \quad \sum_{i=1}^{i=p} w_i = 1 \quad (6.27)$$

Diese Schätzfunktion ist verzerrt. Die Gewichte w_i werden so bestimmt, daß die Varianz minimal wird. Diese Schätzfunktion ist dann anzuwenden, wenn y von $x_1, \dots, x_p$ linear abhängt und die Regressionsgerade nahe am Nullpunkt verläuft.

Sonderfall: p=2

$$\sigma_{\hat{\bar{Y}}}^2 = w_1^2 \sigma_{\hat{\bar{Y}}_1}^2 + 2w_1w_2 \sigma_{\hat{\bar{Y}}_1\hat{\bar{Y}}_2} + w_2^2 \sigma_{\hat{\bar{Y}}_2}^2 \quad (6.28)$$

$$\hat{\bar{Y}}_1 = \frac{\bar{y}}{\bar{x}_1} \bar{X}_1 ; \quad \hat{\bar{Y}}_2 = \frac{\bar{y}}{\bar{x}_2} \bar{X}_2$$

$$\sigma_{\hat{\bar{Y}}_1}^2 = \frac{(1-f)}{n} (S_y^2 + R_1^2 S_{x_1}^2 - 2R_1 S_{yx_1}) ; \quad R_1 = \frac{\bar{y}}{\bar{X}_1}$$

$$\sigma_{\hat{\bar{Y}}_2}^2 = \frac{(1-f)}{n} (S_y^2 + R_2^2 S_{x_2}^2 - 2R_2 S_{yx_2}) ; \quad R_2 = \frac{\bar{y}}{\bar{X}_2}$$

$$\sigma_{\hat{\bar{Y}}_1\hat{\bar{Y}}_2} = \frac{(1-f)}{n} (S_y^2 + R_1 R_2 S_{x_1 x_2} - R_1 S_{yx_1} - R_2 S_{yx_2})$$

Für optimale Gewichte folgt:

$$w_1 = \frac{\sigma_{\hat{\bar{Y}}_2}^2 - \sigma_{\hat{\bar{Y}}_1\hat{\bar{Y}}_2}}{\sigma_{\hat{\bar{Y}}_1}^2 + \sigma_{\hat{\bar{Y}}_2}^2 - 2\sigma_{\hat{\bar{Y}}_1\hat{\bar{Y}}_2}} ; \quad w_2 = \frac{\sigma_{\hat{\bar{Y}}_1}^2 - \sigma_{\hat{\bar{Y}}_1\hat{\bar{Y}}_2}}{\sigma_{\hat{\bar{Y}}_1}^2 + \sigma_{\hat{\bar{Y}}_2}^2 - 2\sigma_{\hat{\bar{Y}}_1\hat{\bar{Y}}_2}} \quad (6.29)$$

1) Vgl. Olkin, I.: Multi-variate ratio estimation for finite populations, in: Biometrika, 45 (1958), S. 154ff.

Minimale Varianz:

$$\sigma_{\hat{\bar{Y}}}^2 = \frac{\sigma_{\hat{\bar{Y}}_1}^2 \sigma_{\hat{\bar{Y}}_2}^2 - \sigma_{\hat{\bar{Y}}_1 \hat{\bar{Y}}_2}^2}{\sigma_{\hat{\bar{Y}}_1}^2 + \sigma_{\hat{\bar{Y}}_2}^2 - 2\sigma_{\hat{\bar{Y}}_1 \hat{\bar{Y}}_2}} \quad (6.30)$$

Olkin¹⁾ zeigte, daß bei Anwendung optimaler Gewichte und unter Voraussetzung großer Stichproben die Effizienz mit der Anzahl der Hilfsvariablen steigt. Die Gewichte müssen in der Praxis aus früheren Erhebungen oder aus der Stichprobe geschätzt werden. Bei der Schätzung aus der Stichprobe muß $\sigma_{\hat{\bar{Y}}_1}^2$ durch $s_{\hat{\bar{Y}}_1}^2$ u.s.w. ersetzt werden. Da für diese Schätzfunktion keinerlei theoretische Aussagen vorhanden sind, wird sie in der Praxis kaum benutzt.²⁾ Die Gewichte werden in der Regel aus den früheren Erhebungen geschätzt, wodurch es im Vergleich zur Schätzung mit den optimalen Gewichten zu einem Effizienzverlust kommt. Srivastava³⁾ untersuchte das Verhalten der Varianz, wenn die Gewichte der Olkinschen Schätzung von den optimalen Gewichten abweichen.

Robson u. Vithyasai⁴⁾ schlugen ein mehrdimensionales Schätzverfahren vor, wenn die y- und x-Variablen in eine Summe von k Variablen geteilt werden können (component-wise ratio estimator).

$$\hat{\bar{Y}} = \sum_{j=1}^{j=k} \frac{\bar{y}_j}{\bar{x}_j} \bar{X}_j \quad (6.31)$$

Dieses Verfahren ist dann sinnvoll, wenn die Korrelation zwischen den Komponenten höher als zwischen den Summen ist. Die Schätzfunktion entspricht der Verhältnisschätzung mit der Schichtung nach Ziehung (post-stratified ratio estimator).

1) Vgl. Olkin, I.: a.a.O., S.154ff.

2) Vgl. Srivastava, S.K.: A note on Olkin's multivariate ratio estimator, in: JISA, 4 (1966), S.202ff.

3) Vgl. Ebd., S.202ff.

4) Vgl. Robson, D.S. u. Vithyasai, C.: Unbiased component-wise ratio estimation, in: JASA, 56 (1961), S.350ff.

Singh¹⁾ entwickelte den "ratio-cum-product-Schätzer":

$$\hat{\bar{Y}} = \left(\frac{\bar{y}}{\bar{x}_1} \bar{x}_1 \right) \frac{\bar{x}_2}{\bar{x}_2} \quad \text{bzw.} \quad \hat{\bar{Y}} = \left(\frac{\bar{y}}{\bar{x}_1} \bar{x}_1 \right) \frac{\bar{x}_2}{\bar{x}_2} \quad (6.32)$$

6.3.2.4. Lineare Regressionsschätzung

Wenn die Beziehung zwischen y und x annähernd linear ist, die Regressionsgerade jedoch nicht nahe am Nullpunkt verläuft, wird in der Regel die Regressionsschätzung bessere Schätzungen als die Verhältnisschätzung liefern.

$$\hat{\bar{Y}} = \bar{y} + \beta(\bar{X} - \bar{x}) \quad (6.33)$$

$$\sigma_{\hat{\bar{Y}}}^2 \doteq \frac{(1-f)}{n} s_y^2 (1 - \rho^2)^2 \quad (6.34)$$

β wird nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt. Die Schätzfunktion ist konsistent und verzerrt.

Wenn β keine Zufallsvariable, sondern eine Konstante ist, spricht man von der Differenzenschätzung. Sie wird in den Fällen, wo der vorherbestimmte Koeffizient nahe am Regressionskoeffizienten β der Grundgesamtheit liegt, oft effizienter als die Regressions-schätzung sein.

Cochran³⁾ bestimmte aufgrund einer genaueren Varianzformel, die er für unendliche Grundgesamtheit ableitete, den notwendigen Stichprobenumfang, damit die Varianzformel (6.34) angewandt werden darf.

$$MSE(\hat{\bar{Y}}) \doteq \frac{s_y^2 (1 - \rho^2)}{n} \left(1 + \frac{1 + \rho_2^2 (2 + \gamma_2)}{n} \right) \quad (6.35)$$

ρ_2 ist der Korrelationskoeffizient zwischen dem Residuum und $(x_1 - \bar{x})$.

1) Vgl. Singh, M.P.: Ratio cum product method of estimation, in: Metrika, 12 (1967).

2) Das ist die erste Näherung der Varianz.

3) Vgl. Cochran, W.G.: a.a.O., S. 235.

$$\gamma_2 = \frac{E((X-E(X))^4) - 3\sigma_x^4}{\sigma_x^4}$$

Aufgrund dieses Ergebnisses gibt er als Faustregel für den notwendigen Stichprobenumfang $n > 50$ an, wobei vorausgesetzt wird, daß die Verteilung von x nicht stark gewölbt ist.

Auch bei der Regressionsschätzung strebt das Verhältnis der Verzerrung zum Standardfehler mit steigendem Stichprobenumfang gegen null.¹⁾ Die Schätzung ist unverzerrt, wenn gilt:

$$y_i = \alpha + \beta x_i + u_i \text{ und } E(u_i) = 0.$$

Wenn zusätzlich bei unendlichen Grundgesamtheiten $\text{Var}(u_i | x_i)$ konstant ist, d.h. Homoskedastizität vorliegt, ist die Regressionsschätzung beste lineare unverzerrte Schätzfunktion.

Effizienzvergleich mit einfacher Hochrechnung und Verhältnisschätzung:

Für diesen Vergleich muß der Stichprobenumfang groß genug sein, damit die Näherungsformeln für die Varianz angewandt werden dürfen.

$$\sigma_{\hat{Y}}^2 (\text{Regressionsschätzung}) \leq \sigma_{\hat{Y}}^2 (\text{einfache Hochrechnung})$$

$$\sigma_{\hat{Y}}^2 (\text{Regressionsschätzung}) \leq \sigma_{\hat{Y}}^2 (\text{Verhältnisschätzung})$$

Mickey²⁾ und Murthy³⁾ entwickelten unverzerrte Regressions-schätzungen bzw. regressionsähnliche (regression-type) Schätzungen. Williams⁴⁾ untersuchte die Wirksamkeit verschiedener unverzerrter Regressionsschätzungen.

1) Vgl. Stenger, H. (71): a.a.O., S. 109.

2) Vgl. Mickey, M.R.: a.a.O., S. 594ff.

3) Vgl. Murthy, M.N.: Almost unbiased estimators based on interpenetrating sub-samples, in: Sankhya, 24 (1962), S. 303ff.

4) Vgl. Williams, W.H.: The precision of some unbiased regression estimators, in: Biometrics, 19 (1963), S. 352ff.

Ähnlich wie bei der Verhältnisschätzung lassen sich gewichtete Regressionsschätzungen angeben¹⁾, die für verschiedene Arten der Heteroskedastizität effizienter sind als einfache Regressionsschätzung. Wenn aus dem Korrelationsdiagramm die Annahme der Homoskedastizität nicht zu rechtfertigen ist, sondern eher eine quadratische Zunahme der bedingten Varianz $\text{Var}(u_i | x_i)$ anzunehmen ist, sollten die Parameter nach der Methode der kleinsten Quadrate aus der transformierten Gleichung (6.36) geschätzt werden.²⁾ In der transformierten Gleichung besteht Homoskedastizität.

Angenommen wird folgendes Modell:

$$y_i = \alpha + \beta x_i + u_i$$

$$\text{Var}(u_i | x_i) = \lambda x_i^2$$

$$\left(\frac{y}{x}\right)_i = \alpha \left(\frac{1}{x}\right)_i + \beta + u_i' \quad (6.36)$$

$$\hat{\bar{Y}} = \bar{y} + \hat{\beta}(\bar{X} - \bar{x}) \quad (6.37)$$

$$\sigma_{\hat{\bar{Y}}}^2 = \bar{X}^2 \frac{(1-f)}{n} S_{y/x}^2 (1 - \rho_{y/x, 1/x}^2) \quad (6.38)$$

6.3.2.5. Mehrdimensionale Regressionsschätzung

Wenn mehrere Hilfsvariablen zur Verfügung stehen, kann wie bei der Verhältnisschätzung eine mehrdimensionale Regressions-schätzung, die zuerst von Ghosh³⁾ vorgeschlagen wurde, angewandt werden.

$$\hat{\bar{Y}} = \bar{y} + \sum_{j=1}^{j=p} \hat{\beta}_j (\bar{X}_j - \bar{x}_j) \quad (6.39)$$

$\hat{\beta}_j$ ist die Schätzung der Regressionskoeffizienten der mehrdimensionalen Regressionsbeziehung:

$$y_i = \alpha + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_p x_{pi} + u_i$$

Die Schätzfunktion (6.39) ist dem Mittelwert von p einfachen Regressionsschätzungen ähnlich.

1) Vgl. Sukhatme, P.V. (54): a.a.O., S.199.

2) Vgl. Schneeweiß, H.: Ökonometrie, Würzburg-Wien 1971, S.192.

3) Vgl. Ghosh, B.: Double sampling with many auxiliary variates, in: BCC⁴, (1947), S.91ff.

Raj¹⁾ schlug eine gewichtete mehrdimensionale Differenzen-schätzung vor und wies nach, daß für bestimmte Strukturen die-se Schätzung besser als einfache Differenzenschätzung ist.

$$\hat{\bar{Y}} = \sum_{j=1}^{j=p} w_j (\bar{y} + \lambda_j (\bar{X}_j - \bar{x}_j)) ; \sum_{j=1}^{j=p} w_j = 1 \quad (6.40)$$

λ_j ist eine Konstante.

Williams²⁾ und Srivastava³⁾ beschäftigten sich mit der all-gemeinen Form der mehrdimensionalen Regressionsschätzung.

Talukder⁴⁾ bestimmte die Näherungsformel für die Varianz der mehrdimensionalen Regressionsschätzung:

$$\sigma_{\hat{\bar{Y}}}^2 \doteq \frac{(1-f)}{n} s_y^2 (1 - \rho_{y.x_1, \dots, x_p}^2) \quad (6.41)$$

$\rho_{y.x_1, \dots, x_p}^2$ ist das Bestimmtheitsmaß der mehrdimensionalen Regressionsfunktion.

$$\rho_{y.x_1, \dots, x_p}^2 = \mathcal{H}' \mathcal{R}^{-1} \mathcal{H}$$

$$\mathcal{H}' = (\rho_{yx_1}, \dots, \rho_{yx_p}) ; \mathcal{R} = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{x_1 x_2} & \dots & \rho_{x_1 x_p} \\ \vdots & & & \\ \vdots & & & \\ \rho_{x_p x_1} & \dots & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

Aus dieser Näherungsformel folgt, daß bei großen n durch Hin-zunahme weiterer Basisvariablen auch eine Zunahme der Effi-zienz zu erwarten ist. Die Effizienz dieses Schätzers hängt von der Größe der Korrelationskoeffizienten zwischen den Regressoren (Kollinearität) und den einfachen Korrelationsko-effizienten ρ_{yx_i} ab.

-
- 1) Vgl. Raj, D.: On a method of using multi-auxiliary variates in sample surveys, in: JASA, 60 (1965), S. 270ff.
 - 2) Vgl. Williams, W.H. (63): a.a.O., S. 352ff.
 - 3) Vgl. Srivastava, S.K.: A generalised estimate for the mean of a finite population using multi-auxiliary information, in: JASA, 66 (1971), S. 404ff.
 - 4) Vgl. Talukder, M.A.H.: Multivariate regression estimates for finite population, in: AISM (1968), S. 441ff.

6.4. Stichproben mit unterschiedlichen Auswahlwahrscheinlichkeiten (varying probability sampling)

6.4.1. Allgemeines

In den letzten Jahren lag das Schwergewicht der Forschung bei den Auswahlverfahren, bei denen die Einheiten unterschiedliche Wahrscheinlichkeiten haben, in die Stichprobe zu gelangen. Man bemühte sich hierbei, eine für alle Verfahren gültige, geschlossene Theorie zu entwickeln.¹⁾ Es wurden bestimmte Klassen linearer Schätzfunktionen²⁾ hinsichtlich ihrer Eigenschaften untersucht. Godambe³⁾, Koop⁴⁾ und Ajgaonkar⁵⁾ zeigten, daß es ein allgemein optimales Verfahren in der Klasse linearer Schätzfunktionen nicht gibt. Diese Ergebnisse haben Godambe u. Joshi⁶⁾ auf nichtlineare Schätzfunktionen ausgedehnt. Diese Tatsache ist der Grund dafür, daß die optimale Methode durch die Untersuchung am Einzelfall bestimmt werden muß. Eine Reihe von Verfassern hat effizienteste Verfahren unter dem Modell der unendlichen "Supergesamtheit" bestimmt. Diese Untersuchungsmethode wurde von Raj⁷⁾ eingeführt. Dabei wird die endliche Grundgesamtheit als Realisation dieser Supergesamtheit aufgefaßt. Das bestimmte Verfahren ist für den Durchschnitt der so gewonnenen endlichen Gesamtheiten das beste.

-
- 1) Vgl. Godambe, V.P.: A unified theory of sampling from finite population, in: JRSS(B), 17 (1955), S.268ff; Koop, J.C.: On the axioms of sample formation and their bearing on the construction of linear estimates in sampling theory for finite universes, in: Metrika, 7 (1963), S.81ff; Murthy, M.N. u. Singh, M.P.: On the concepts of best and admissible estimators in sampling theory, in: Sankhya (A), 31 (1969), S.343ff.
 - 2) Im Mittelpunkt der Untersuchungen standen die Klassen der linearen Schätzvariablen von Horwitz-Thompson. Vgl. Ajgaonkar, S.G.P.: On Horwitz and Thompson's T_1 -class of linear estimators, in: Metrika, 11 (1967), S.16ff; Sharma, S.S.: On an estimator in T_2 -class of linear estimators in sampling with varying probabilities from finite populations, in: AISM, 22 (1970), S.495ff; Chaudhuri, A.: Some results concerning Horwitz-Thompson's T_1 -class of estimators, in: Metrika, 22 (1975), S.217ff.
 - 3) Vgl. Godambe, V.P.: a.a.O., S.268ff.
 - 4) Vgl. Koop, J.C.: a.a.O., S.81ff.
 - 5) Vgl. Ajgaonkar, S.G.P.: On the non-existence of best estimator for the entire class of linear estimators, in: Sankhya (A), 31 (1969), S.455ff.
 - 6) Vgl. Godambe, V.P. u. Joshi, V.M.: Admissibility and Bayes estimation in sampling from finite populations, in: AMS, 36 (1965), S.1707ff.
 - 7) Vgl. Raj, D.: On the relative accuracy of some sampling techniques, in: JASA, 53 (1958), S.98ff.

Das Ziehen mit unterschiedlichen Wahrscheinlichkeiten ist wie die Anwendung gebundener Schätzverfahren eine Methode, Zusatzinformationen über die Grundgesamtheit zu verarbeiten. Eine Reihe von Auswahlverfahren wurde bezüglich ihrer Wirksamkeit untersucht.

Eine Methode ist das schon erwähnte Verfahren von Lahiri¹⁾ und Midzuno²⁾ (PPAS-Verfahren). In den meisten Fällen werden die Einheiten mit Wahrscheinlichkeiten proportional zu ihrer Größe, welche durch eine mit der Untersuchungsvariablen korrelierten Hilfsvariablen z gemessen wird, gezogen (probability proportional to size, abgek. PPS). Da die großen Einheiten mehr zum Mittelwert der Grundgesamtheit beitragen, ist es plausibel, daß ein Verfahren, welches eine größere Auswahlchance größeren Einheiten gibt, effizienter ist als ein Verfahren mit gleichen Auswahlwahrscheinlichkeiten. Das PPS-Verfahren wurde zum ersten Mal von Hansen u. Hurwitz³⁾ diskutiert. Im Falle der PPS-Auswahl muß das Ziehen mit und ohne Zurücklegen getrennt behandelt werden, weil grundsätzlich verschiedene Schätzfunktionen angewandt werden müssen.

6.4.2. Das PPS-Verfahren mit Zurücklegen (PPS WR)

Die hier angegebenen Formeln gelten bei hinreichend großem N und kleinen n/N angenähert auch für das Ziehen ohne Zurücklegen.

6.4.2.1. Ungebundene Schätzung

$$\hat{\bar{Y}} = \frac{1}{nN} \sum_n \frac{y_i}{p_i} = \frac{1}{n} \sum_n \frac{y_i}{z_i} \bar{z} \quad ; \quad p_i = \frac{z_i}{\bar{z}} \quad (6.42)$$

Die Schätzfunktion ist unverzerrt. Die Varianz ist null, wenn p_i proportional zu y_i ist.

Raj⁴⁾ und Zarkovich⁵⁾ untersuchten die Effizienz dieses Verfahrens im Vergleich zum ungebundenen SRS-Verfahren. Es ist zu erwarten,

1) Vgl. Lahiri, D.B.: a.a.O., S.133ff.

2) Vgl. Midzuno, H.: a.a.O., S.99ff.

3) Vgl. Hansen, M.H. u. Hurwitz, W.N.: On the theory of sampling from finite populations, in: AMS, 14 (1943), S.333ff.

4) Vgl. Raj, D. (58): a.a.O., S.98ff.

5) Vgl. Zarkovich, S.S.: On the efficiency of sampling with varying probabilities and the selection of units with replacement, in: Metrika, 3 (1960), S.53ff.

daß das PPS-Verfahren effizienter als das SRS-Verfahren ist, wenn z und y miteinander hoch korreliert sind und die Regressionsgerade durch den Ursprung verläuft.¹⁾

6.4.2.2. Verhältnisschätzung²⁾

$$\hat{\bar{Y}} = \frac{\sum \frac{y_i}{p_i}}{\sum \frac{x_i}{p_i}} \bar{X} \quad (6.43)$$

Diese Schätzfunktion ist verzerrt. Sie ist effizient, wenn die Auswahlwahrscheinlichkeiten sowohl für y als auch für x gemessen sind und y/p und x/p positiv korreliert sind.³⁾

Wenn $P_i = \frac{x_i}{X}$ ist, ergibt sich:

$$\hat{\bar{Y}} = \frac{1}{n} \sum \frac{y_i}{x_i} \bar{X} = \bar{r} \bar{X} \quad (6.44)$$

Diese Schätzfunktion ist unverzerrt.

6.4.2.3. Regressionsschätzung

$$\hat{\bar{Y}} = \hat{\bar{Y}}' + \hat{\beta}' (\bar{X} - \hat{\bar{X}}') \quad (6.45)$$

$$\hat{\bar{Y}}' = \frac{1}{nN} \sum \frac{y_i}{p_i} ; \quad \hat{\bar{X}}' = \frac{1}{nN} \sum \frac{x_i}{p_i}$$

$$s_{y'x}'^2 = \frac{1}{n-1} \sum \left(\frac{y_i}{p_i} - \hat{\bar{Y}}' \right) \left(\frac{x_i}{p_i} - \hat{\bar{X}}' \right) ; \quad s_{x'}'^2 = \frac{1}{n-1} \sum \left(\frac{x_i}{p_i} - \hat{\bar{X}}' \right)^2$$

$$\hat{\beta}' = \frac{s_{y'x}'^2}{s_{x'}'^2}$$

Wenn $P_i = X_i/X$ gilt, dann ist die Regressionsschätzung mit der ungebundenen Schätzfunktion identisch.

1) Vgl. Murthy, M.N. (67): a.a.O., S.375.

2) Vgl. z.B. Sukhatme, P.V. (54): a.a.O., S.180ff.

3) Vgl. Murthy, M.N. (67): a.a.O., S.375.

Diese Schätzfunktion ist konsistent und verzerrt. Die Näherungsformeln für die Verzerrung und Varianz wurden von Tripathi¹⁾ bestimmt.

Mickey²⁾ untersuchte die Regressionsschätzung für das allgemeine Auswahlverfahren.

Theoretische Untersuchungen betreffend mehrdimensionale Regressionsschätzung für PPS-Auswahlverfahren sind dem Verfasser nicht bekannt.

6.4.3. Das PPS-Verfahren ohne Zurücklegen (PPS WOR)

Da das Ziehen ohne Zurücklegen im allgemeinen effizienter als das Ziehen mit Zurücklegen ist, wurde diesem Auswahlverfahren in letzter Zeit viel Aufmerksamkeit geschenkt.

Grundlegend ist folgendes Verfahren:

Bei jeder Ziehung werden die Einheiten proportional zu ihrer Größe Z_i gezogen. Beim ersten Zug beträgt daher die Auswahlwahrscheinlichkeit $P_i = Z_i/Z$. Beim zweiten Zug beträgt die Wahrscheinlichkeit, daß die Einheit j gezogen wird, wenn zuvor die Einheit i gezogen wurde, $P_j = \frac{Z_j/Z}{1-Z_i/Z}$ u.s.w.. Die Auswahlwahrscheinlichkeit für eine bestimmte Stichprobe ist von der Reihenfolge abhängig, in welcher die Einheiten gezogen werden. Die Wahrscheinlichkeit, daß die Einheit i in die Stichprobe gelangt, wird mit Π_i bezeichnet. Sie beträgt z.B. bei $n=2$:

$$\Pi_i = P_i \left(1 + \sum_{i' \neq i} \frac{P_{i'}}{1-P_{i'}} - \frac{P_i}{1-P_i} \right)$$

Π_i ist bei größeren n schwierig zu berechnen.

$\Pi_{ii'}$ ist die Wahrscheinlichkeit, daß die i -te und die i' -te Einheit in der Stichprobe ist.

1) Vgl. Tripathi, T.P.: A regression-type estimator in sampling with pps and with replacement, in: AJS, 11, 3 (1969), S. 140ff.

2) Vgl. Mickey, M.R.: a.a.O., S. 594ff.

6.4.3.1. Ungebundene Schätzung

Horwitz u. Thompson¹⁾ schlugen eine unverzerzte Schätzfunktion vor:

$$\hat{\bar{Y}} = \frac{1}{N} \sum_n \frac{y_i}{\pi_i} \quad (6.46)$$

Diese Schätzfunktion kann für alle Auswahlverfahren angewandt werden. Die Varianz des Schätzers beträgt:

$$\sigma_{\hat{\bar{Y}}}^2 = \frac{1}{N^2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{i' > i}^N (\pi_i \pi_{i'} - \pi_{ii'}) \left(\frac{y_i}{\pi_i} - \frac{y_{i'}}{\pi_{i'}} \right)^2 \right)$$

Horwitz u. Thompson²⁾ und Sen³⁾ gaben unverzerzte Schätzungen der Varianz an, die allerdings instabil sind und manchmal sogar negativ werden. Auch wenn die Größe der Einheiten durch die y-Variable gemessen wird, wird die Varianz im Gegensatz zum Fall mit Zurücklegen nicht gleich null, weil π_i beim geschilderten Auswahlverfahren nicht proportional zu Z_i ist.

Eine Reihe von Verfassern⁴⁾ entwickelten Auswahlverfahren, wo π_i proportional zu Z_i ist. Dadurch wird oft die Effizienz erhöht und die Berechnung der Schätzfunktion vereinfacht. Dann gilt:

$$\hat{\bar{Y}} = \frac{1}{Nn} \sum_n \frac{y_i}{\pi_i} \quad (6.47)$$

Diese Schätzfunktion ist mit der ungebundenen Funktion bei PPS WR identisch. Die Auswahlverfahren wurden allerdings für kleinere Stichprobenumfänge, vornehmlich für $n=2$, entwickelt und versagen bei größeren n .

1) Vgl. Horwitz, D.G. u. Thompson, D.: A generalisation of sampling without replacement from finite universe, in: JASA, 47 (1952), S. 663ff.

2) Vgl. Ebd., S. 663ff.

3) Vgl. Sen, A.R.: On the estimate of variance in sampling with varying probabilities, in: JISAS, 5 (1953), S. 119ff.

4) Vgl. Nairain, R.D.: On sampling without replacement with varying probabilities, in: JISAS, 3 (1951), S. 169ff; Yates, F. u. Grundy, P.M.: Selection without replacement from within strata with probability proportional to size, in: JRSS (B), 15 (1953), S. 253ff; Hanurav T.V.: Some sampling schemes in probability sampling, in: Sankhya (A), 24 (1962), S. 421ff; Fellegi, T.P.: Sampling with varying probabilities without replacement: rotating and non-rotating samples, in: JASA, 58 (1963), S. 183ff.

Das PPS WOR-Verfahren mit der Horwitz-Thompson-Schätzfunktion führt nicht immer zu effizienteren Schätzungen als die ungebundene Schätzung beim PPS WR-Verfahren.¹⁾

Raj²⁾ gab eine hinreichende und Narain³⁾ eine notwendige Bedingung, daß die Schätzvariable (6.46) bei der Ziehung ohne Zurücklegen mit $\prod_1 = n P_1$ effizienter als beim Ziehen mit Zurücklegen ist.

Raj⁴⁾ schlug eine Schätzvariable vor, welche die Reihenfolge, in der die Einheiten gezogen wurden, berücksichtigt (ordered estimate). Murthy⁵⁾ zeigte, daß die "ungeordnete" Schätzung effizienter als die geordnete Schätzvariable von Raj ist.

$$\hat{Y} = \frac{1}{NP(S)} \sum_n y_i P(S|i) \quad (6.48)$$

$P(S)$ ist die Wahrscheinlichkeit, die ungeordnete Stichprobe zu ziehen. $P(S|i)$ ist die bedingte Wahrscheinlichkeit, S zu ziehen, wenn bei erster Ziehung i gezogen wurde. Die Schätzfunktion ist unverzerrt. Auch dieses Verfahren versagt bei größeren n . Dann sind die Wahrscheinlichkeiten $P(S)$ und $P(S|i)$ schwer zu berechnen.

Rao u. Mitarb.⁶⁾ und Durbin⁷⁾ entwickelten das sogenannte "random-group-Auswahlverfahren", wo die Grundgesamtheit in n Gruppen bewußt oder zufällig geteilt wird und dann aus jeder Schicht eine Einheit nach dem PPS-Verfahren gezogen wird. Der Vorteil des Verfahrens ist, daß die Schätzfunktion einfach zu berechnen ist.

-
- 1) Vgl. Durbin, J.: Some results in sampling theory when units are selected with unequal probabilities, in: JRSS (B), 15 (1953), S.183ff.
 - 2) Vgl. Raj, D.: On a method of sampling with unequal probabilities, in: Ganita, 17 (1966).
 - 3) Vgl. Narain, R.D.: a.a.O., S.169ff.
 - 4) Vgl. Raj, D.: Some estimators in sampling with varying probabilities without replacement, in: JASA, 51 (1956), S.269ff.
 - 5) Vgl. Murthy, M.N.: Ordered and unordered estimators in sampling without replacement, in: Sankhya, 18 (1957), S.379ff.
 - 6) Vgl. Rao, J.N.K., Hartley, H.O. u. Cochran, W.G.: A simple procedure of unequal probability sampling without replacement, in: JRSS (B), 24 (1962), S.482ff.
 - 7) Vgl. Durbin, J. (53): a.a.O., S.262ff.

Da die Horwitz-Thompson-Schätzfunktion für das grundlegende Auswahlverfahren nur bei kleinen n praktikabel und außerdem die Kenntnis der z -Werte der Grundgesamtheit zur Berechnung von $\prod_i$ erforderlich ist, entwickelten Vermetten u. van Beek¹⁾ eine Näherung der Horwitz-Thompson-Schätzfunktion. Über die Verzerrung und Varianz dieser Näherung existieren jedoch keine Angaben.

$$\hat{Y} = \frac{1}{Nn} \sum_n \frac{y_i}{z_i} ((N-n)\bar{p}Z + (1-\alpha)(n-1)z_i + \alpha^2 \frac{n^2}{Z} z_i^2) \quad (6.49)$$

$$\alpha = \frac{N-1}{2(N-1)+n(n-1)}$$

Für $\bar{p}$ wird als einfachster Wert $1/N$ vorgeschlagen. Damit ergibt sich:

$$\hat{Y} = \frac{1}{Nn} \left(\frac{(N-n)}{N} \sum_n \frac{y_i}{p_i} + (1-\alpha)(n-1) \sum_n y_i + \alpha^2 n^2 \sum_n y_i p_i \right) \quad (6.50)$$

Der wesentliche Nachteil dieser Schätzfunktion ist, daß ihre Effizienz formelmäßig nicht anzugeben ist und nur anhand der Simulation an der tatsächlichen Gesamtheit bestimmt werden kann.²⁾ Es ist denkbar, daß man mit der Annahme $\prod_i = n p_i$ bessere und einfachere Schätzungen erreicht. Der Unterschied zwischen den Wahrscheinlichkeiten $\prod_i$ und $n p_i$ ist nämlich oft auch bei größeren Auswahlätzen nicht erheblich³⁾, so daß die Schätzfunktion (6.47) eine gute Näherung ist. Die großen Einheiten werden hierbei zu schwach und die kleinen zu stark gewichtet.

4.3.2. Gebundene Schätzung

Folgende verzerrte Verhältnisschätzung kann angewandt werden:

$$\hat{Y} = \frac{\hat{\bar{Y}}}{\bar{X}} \cdot \bar{X} \quad (6.51)$$

1) Vgl. Vermetten, J.B. u. van Beeck, J.G.: Investitionsvoraus-schätzung durch größenproportionale Auswahl aus geschichteter Stichprobe, in: Ifo-Studien, 11. Jg. (1965), S. 1 ff.

2) Vgl. dazu Kap. 11.

3) Vgl. Cochran, W.G.: a.a.O., S. 307.

$\hat{Y}$ und $\hat{X}$ sind unverzerzte Schätzfunktionen der Parameter der Grundgesamtheit. Wenn $\Pi_i = nZ_i/Z$ und $Z_i = X_i$ gilt, dann ist $\hat{X} = \bar{X}$ und die Schätzfunktion reduziert sich zur ungebundenen erwartungstreuen Schätzvariablen.

Vermetten u. van Beeck¹⁾ gaben eine Verhältnisschätzung für das Ziehen proportional zu x und der Benutzung derselben Größe als Basisvariable an. Diese Schätzfunktion baut auf der Funktion (6.50) auf.

$$\hat{Y} = \frac{\left(\frac{N-n}{N}\right)X \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{x_i} + (1-\alpha)(n-1) \sum_{i=1}^n y_i + \frac{\alpha^2 n^2}{X} \sum_{i=1}^n x_i y_i}{\left(\frac{N-n}{N}\right)Xn + (1-\alpha)(n-1) \sum_{i=1}^n x_i + \frac{\alpha^2 n^2}{X} \sum_{i=1}^n x_i^2} \bar{X} \quad (6.52)$$

Auch hier existieren keine theoretischen Angaben über die Größe der Verzerrung und der Varianz, so daß auch diese Schätzfunktion als unkontrollierbar bezeichnet werden muß.

Theoretische Untersuchungen bezüglich Regressionsschätzungen bei der PPS WOR-Auswahl sind dem Verfasser nicht bekannt. Folgende Schätzfunktion könnte unter Umständen angewandt werden:

$$\hat{Y} = \hat{Y}' + \hat{\beta}'(\bar{X} - \hat{X}) \quad (6.53)$$

$\hat{Y}'$ und $\hat{X}'$ sind unverzerzte Schätzvariablen nach Horwitz-Thompson.

$$s'_{yx} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{i'=1}^n \frac{\Pi_i \Pi_{i'} - \Pi_{ii'}}{\Pi_{ii'}} \left(\frac{y_i}{\Pi_i} - \frac{y_{i'}}{\Pi_{i'}} \right) \left(\frac{x_i}{\Pi_i} - \frac{x_{i'}}{\Pi_{i'}} \right) \quad 2)$$

$$s'^2_x = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{i'=1}^n \frac{\Pi_i \Pi_{i'} - \Pi_{ii'}}{\Pi_{ii'}} \left(\frac{y_i}{\Pi_i} - \frac{y_{i'}}{\Pi_{i'}} \right)^2 \quad 3)$$

$$\hat{\beta}' = \frac{s'_{yx}}{s'^2_x}$$

Die Anwendung gebundener Schätzverfahren bei der PPS WOR-Auswahl wird nur Einzelfällen vorbehalten bleiben, weil die Effizienzsteigerung dem Aufwand nicht immer angemessen ist.

1) Vgl. Vermetten, J.B. u. van Beeck, J.G.: a.a.O., S.1ff.

2) Vgl. Stenger, H. (71): a.a.O., S.196.

3) Vgl. Yates, F. u. Grundy, P.M.: a.a.O., S.253ff.

6.5. Geschichtete Stichproben

6.5.1. Allgemeines

Zusatzinformationen über die Grundgesamtheit kann man auch durch geschichtete Stichproben verarbeiten und so die Effizienz der Schätzung erhöhen. Hierbei wird die Grundgesamtheit in Schichten geteilt, aus welchen unabhängige Auswahl erfolgt. Davon zu unterscheiden ist die Schichtung nach der Ziehung aus der ungeschichteten Grundgesamtheit (post-stratification).¹⁾ Die Auswahl innerhalb der Schichten kann nach verschiedenen Verfahren, so z.B. nach SRS- oder PPS-Verfahren, geschehen. Hier wird die geschichtete Stichprobe allgemein, d.h. unabhängig von den in den einzelnen Schichten angewandten Auswahlverfahren, behandelt.

Beziehungen:

$$N = \sum_L N_h ; n = \sum_L n_h ; Y_h = \sum_{N_h} Y_{hi} ; Y = \sum_L Y_h$$

$$s_{yh}^2 = \frac{1}{N_h - 1} \sum_{N_h} (Y_{hi} - \bar{Y}_h)^2$$

Die Schichtung erfolgt oft nach einer Variablen, der sogenannten Schichtungsvariablen. Es können auch mehrere Schichtungsvariablen benutzt werden (mehrdimensionale Schichtung). Die Wahl der Schichtungsvariablen hängt von dem Auswahl- und dem Schätzverfahren ab. So müssen die Schichten bei der Ziehung nach dem SRS-Verfahren und freier Hochrechnung hinsichtlich der Untersuchungsvariablen y homogen sein, d.h. die Schichtungsvariable soll mit y möglichst hoch korreliert sein. Bei der Anwendung der Verhältnisschätzung muß die Variabilität der R_i -Werte in den einzelnen Schichten möglichst gering sein. Wenn die Regressionschätzung angewandt wird, sollte in den Schichten eine möglichst gute lineare Beziehung zwischen der Schätz- und der Basisvariablen vorhanden sein. Bei der PPS WR-Auswahl müssen

1) Vgl. Hansen, M.H., Hurwitz, W.N. u. Madow, W.G.: a.a.O., Band 1, S.232.

schließlich die Schichten hinsichtlich der y/p-Variablen homogen sein.

Vor der Schichtung müssen im allgemeinen folgende Probleme gelöst werden:

- a) Bestimmung der Schichtungsvariablen.
- b) Bestimmung der Grenzen zwischen den Schichten.
- c) Wieviel Schichten sollen gebildet werden?
- d) Wie soll der Stichprobenumfang aufgeteilt werden?

Die Lösung dieser Fragen hängt von dem anzuwendenden Auswahl- und Schätzverfahren ab.

Die Aufteilung der Stichprobe auf die Schichten sollte beim SRS WOR-Verfahren optimal nach der Neymanschen Formel geschehen:

$$\frac{n_h}{N_h} = \frac{S_h}{\sum_h N_h S_h} n$$

Da bei der Schichtung nach Größenklassen oft $S_h/\bar{Y}_h \approx$ konstant gilt¹⁾, müssen obere Schichten auch größere Auswahlsätze als untere Schichten haben.²⁾ Von der optimalen Aufteilung ist die proportionale mit $n_h/N_h = n/N$ zu unterscheiden.

Mit zunehmender Größenklasse sollte die Klassenbreite immer weiter gewählt werden.³⁾

Im folgenden wird lediglich vorausgesetzt, daß verzerrungsfreie Schätzvariablen für die Schätzung der Mittelwerte der Schichten existieren ($\hat{Y}_h$ u. $\hat{X}_h$). Die Auswahlverfahren innerhalb der Schichten müssen nicht dieselben sein. Die Gesamtvarianz von (6.55), (6.56) und (6.58) kann folgendermaßen berechnet werden:

$$\sigma_{\hat{Y}}^2 = \sum_L \left(\frac{N_h}{N} \right)^2 \sigma_{\hat{Y}_h}^2 \quad (6.54)$$

1) Vgl. Kellerer, H.: a.a.O., S.101.

2) Beim IT sind entsprechend dieser Beziehung größere Firmen im Berichtskreis im Vergleich zu ihrer Repräsentation in der Grundgesamtheit stärker als kleine Firmen vertreten.

3) Vgl. Kellerer, H.: a.a.O., S.102. Auch dieser Forderung ist bei der Aufteilung des IT-Berichtskreises in Beschäftigten-Größenklassen genügt worden.

6.5.2. Ungebundene Schätzung

Folgende Schätzvariable ist unverzerzt:

$$\hat{\bar{Y}} = \sum_L \frac{N_h}{N} \hat{\bar{Y}}_h \quad (6.55)$$

Bei der SRS WOR-Auswahl kann die Verteilung dieser Variablen bei $n_h \geq 30$ und $n_h/N_h \leq 0,05$ durch die Normalverteilung angenähert werden.¹⁾

6.5.3. Verhältnisschätzung

Es können zwei verschiedene Verfahren angewandt werden:

a) Separate Verhältnisschätzung

Die Schätzung erfolgt für jede Schicht getrennt. Erforderlich ist die Kenntnis der $\bar{X}_h$ -Werte.

$$\hat{\bar{Y}} = \sum_L \frac{N_h}{N} \frac{\hat{\bar{Y}}_h}{\bar{X}_h} \bar{X}_h \quad (6.56)$$

b) Kombinierte Verhältnisschätzung

Von Hansen u. Mitarb.²⁾ wurde folgende Schätzfunktion vorgeschlagen:

$$\hat{\bar{Y}} = \frac{\sum_L \frac{N_h}{N} \hat{\bar{Y}}_h}{\sum_L \frac{N_h}{N} \bar{X}_h} \bar{X} \quad (6.57)$$

Vergleich:

Die separate Verhältnisschätzung hat im allgemeinen eine höhere Verzerrung als die kombinierte Form. Cochran³⁾ gibt als obere Grenze der Verzerrung der Funktion (6.56) im Vergleich zum

1) Vgl. Stenger, H. (71): a.a.O., S. 152.

2) Vgl. Hansen, M. H., Hurwitz, W. N. u. Gurney, M.: Problems and methods of the sample survey of business, in: JASA, 41 (1946), S. 173ff.

3) Vgl. Cochran, W. G.: a.a.O., S. 202.

Standardfehler $\sqrt{L} \sqrt{V_{x_h}}$, wenn vorausgesetzt wird, daß in allen Schichten die Verzerrung dasselbe Vorzeichen hat und V_{x_h} etwa gleich ist. Die Verzerrung innerhalb der Schichten ist von der Datenstruktur und n_h abhängig. Wenn also in den Schichten Beziehungen herrschen, die bedeutende Verzerrungen zur Folge haben können, die Stichprobenumfänge gering sind und die Anzahl der Schichten groß ist, sollte die kombinierte Verhältnisschätzung angewandt werden. Die separate Verhältnisschätzung hat kleinere Varianz, insbesondere dann, wenn R_h in den einzelnen Schichten sehr verschieden ist. Wenn die Unterschiede nicht groß sind, unterscheiden sich die Varianzen nur wenig.¹⁾ Bei größeren Unterschieden in R_h und wenn Verzerrungen nicht zu befürchten sind, sollte die Effizienz der separaten Verhältnisschätzung ausgenutzt werden. Um gegebenenfalls die Verzerrung der separaten Verhältnisschätzung zu erniedrigen, können in den einzelnen Schichten unverzerrte Verhältnisschätzungen angewandt werden.²⁾

Wenn man bei einer geschichteten Ziehung die ungeschichtete Verhältnisschätzung mit der Schichtungsvariablen als Basisvariablen anwendet, wird die Verzerrung oft nicht erheblich sein, denn beide Schätzvariablen $\bar{y}$ und $\bar{x}$ sind dann in derselben Richtung verzerrt. Diese Verhältnisschätzung darf genau genommen nur bei proportionaler Aufteilung angewandt werden, denn nur dann ist die Schätzfunktion selbstgewichtend und die Schätzfunktion ein Sonderfall der kombinierten Verhältnisschätzung.

6.5.4. Regressionsschätzung

Auch hier können zwei verschiedene verzerrte Schätzfunktionen zur Anwendung gelangen:

1) Vgl. Hansen, M.H., Hurwitz, W.N. u. Madow, W.G.: a.a.O., Band 1, S. 198.

2) Vgl. dazu Kap. 6.3.2.2.

a) Separate Regressionsschätzung

$$\hat{\bar{Y}} = \sum_L \frac{N_h}{N} (\hat{\bar{Y}}_h + \hat{\beta}_h (\bar{X}_h - \hat{\bar{X}}_h)) \quad (6.58)$$

b) Kombinierte Regressionsschätzung bei der SRS WOR-Auswahl¹⁾

$$\hat{\bar{Y}} = \hat{\bar{Y}}' + \hat{\beta}_c (\bar{X} - \hat{\bar{X}}') \quad (6.59)$$

$$\hat{\bar{Y}}' = \sum_L \frac{N_h}{N} \bar{y}_h ; \quad \hat{\bar{X}}' = \sum_L \frac{N_h}{N} \bar{x}_h$$

$$\hat{\beta}_c = \frac{\sum_L \frac{(N_h/N)^2 (1-n_h/N_h)}{n_h (n_h-1)} \sum_{n_h} (y_{hi} - \bar{y}_h) (x_{hi} - \bar{x}_h)}{\sum_L \frac{(N_h/N)^2 (1-n_h/N_h)}{n_h (n_h-1)} \sum_{n_h} (x_{hi} - \bar{x}_h)^2}$$

Wenn β_h in allen Schichten ungefähr gleich sind und die Restvarianzen σ_h um die Regressionslinien von Schicht zu Schicht variieren, dann kann ein mit $1/\sigma_h$ gewogenes Mittel der $\hat{\beta}_h$ genauer sein.

Vergleich:

Die separate Regressionsschätzung kann, ähnlich wie die separate Verhältnisschätzung, bei bestimmten Strukturen und kleinen n_h bedeutende Verzerrungen zur Folge haben. Wenn sich die β_h voneinander erheblich unterscheiden, ein guter linearer Zusammenhang erkennbar ist, n_h nicht zu klein sind und außerdem die Anzahl der Schichten nicht zu groß ist, sollte die separate Regressionsschätzung angewandt werden. Cochran²⁾ betrachtet die kombinierte Regressionsschätzung als sicherer, es sei denn die n_h sind sehr groß.

1) Vgl. Cochran, W.G.: a.a.O., S.241.

2) Vgl. Ebd., S.242.

B. Empirischer Teil

Für empirische Untersuchungen wurde die Industriegruppe Eisen-, Blech- und Metallwaren (EBM-Industrie) ausgewählt. Die Rechnungen wurden an der TR 440-Anlage des Leibniz Rechenzentrums München durchgeführt. Die in der vorliegenden Arbeit gewonnenen Ergebnisse sind zunächst nur für die untersuchte Industriegruppe gültig. Es kann a priori nicht erwartet werden, daß sich ein bestimmtes Schätzverfahren hinsichtlich der Treffsicherheit in allen Industriegruppen optimal verhält, denn die Strukturen der Gesamtheiten und die systematischen Fehler sind sehr verschieden. Der Umfang der Gesamtheiten reicht von der kleinen Industriegruppe Fahrzeugbau bis zu den großen Branchen wie dem Maschinenbau. Die Auswahlsätze bewegen sich von 10% bis 90%. In den Industriegruppen mit breitem Produktionsprogramm kommt es zu erheblichen systematischen Fehlern, die auf Zuordnungsunterschieden basieren. Außerdem ist der Anteil der Investitionen im Leasinggeschäft in einigen Branchen, wie beispielsweise der Elektrotechnik, bedeutend, was eine Erhöhung des Nicht-Stichprobenfehlers zur Folge hat. Diese Unterschiede zwingen zur eingehenden Untersuchung weiterer Industriegruppen. Die Aufgabe der vorliegenden Arbeit ist, anhand einer möglichst repräsentativen Branche die bei der Hochrechnung entstehenden Probleme systematisch zu behandeln und so eine Basis für weitere empirische Untersuchungen zu erarbeiten.

Die EBM-Industrie setzt sich aus vielen kleinen und wenigen großen Unternehmen zusammen und entspricht damit am ehesten der Marktform Teiloligopol. Das Produktionsprogramm ist breit, so daß es zu fachlichen Zuordnungsfehlern kommt. Die Anzahl der Betriebe mit 50 und mehr Beschäftigten liegt bei ca. 1700. Die Branche ist sehr heterogen und der Auswahlsatz beträgt ca. 10%, so daß der Stichprobenfehler von erheblichem Gewicht sein dürfte, was für die vorliegende Untersuchung angestrebt wurde. Investitionen im Leasinggeschäft sind hier ohne Bedeutung.

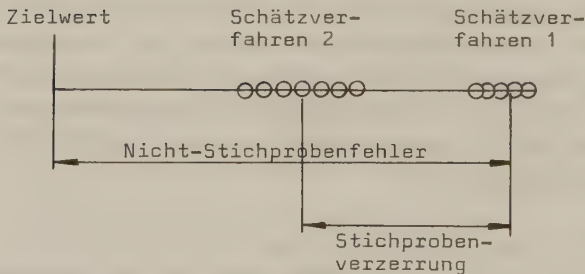
7. Grundsätzliche Problematik

Die Bestimmung des Schätzverfahrens mit höchster Treffsicherheit kann zu Fehlentscheidungen führen, die verschiedene Ursachen haben können.

In den vergangenen Abschnitten wurde festgestellt, daß sich der Gesamtfehler bei der Investitionshochrechnung aus drei Hauptkomponenten zusammensetzt: dem Nicht-Stichprobenfehler, der Stichprobenverzerrung und dem "Zufallsfehler". Diese drei Komponenten überlagern sich und können sich verstärken oder vermindern, je nachdem wie sie zusammenfallen. Das wird anhand der Abb. 2 verdeutlicht.

Abb. 2

Das Zusammenwirken der Fehlerkomponenten



Bei dieser Richtung des Nicht-Stichprobenfehlers wird, gemessen am Zielwert, das Schätzverfahren 2 bessere Schätzungen als das Verfahren 1 liefern, welches kleinere Stichprobenfehler und insbesondere keine Stichprobenverzerrung hat. Daraus geht hervor, daß beispielsweise die Bestimmung des Verfahrens mit geringstem Zufallsfehler keineswegs den Gesamtfehler minimieren muß.

Das Ziel der Kap. 9, 10. und 11. ist, das Schätzverfahren mit dem geringsten Zufallsfehler zu ermitteln. Obwohl der Inversionstest nicht auf der Zufallsauswahl beruht, wird als Bewertungskriterium die Wahrscheinlichkeitstheoretische Maßzahl Mittlerer Quadratischer Fehler (MSE) herangezogen. Diese Vorgehensweise ist auch bei Erhebungen, welche nicht auf Zufallsexperimenten beruhen, wie z.B. der Hochrechnung von Wahlresultaten aus sofort verfügbaren Einheiten, üblich.¹⁾ Die Maßzahl darf allerdings lediglich als ein Hilfskriterium aufgefaßt werden. Ihre Anwendung ist nur dann unbedenklich, wenn man durch die empirische Überprüfung eine Kontrollmöglichkeit hat.²⁾ Eine Übereinstimmung der Ergebnisse ist nur dann zu erwarten, wenn die Schätzung frei von systematischen Fehlern ist, was hier im Gegensatz etwa zur Wahlhochrechnung nicht der Fall ist. Der kleine Untersuchungszeitraum von neun Jahren ist ein weiteres Hindernis, daß die Kriterien MSE und Gesamtfehler zu demselben Ergebnis führen. Eine weitere mögliche Quelle von Fehlentscheidungen ist, daß bei den Untersuchungen der Abschnitte 9, 10. und 11. angenommen wird, daß die Struktur der Grundgesamtheit mit der Stichprobenstruktur identisch ist.

1) Vgl. z.B. Bruckmann, G.: Schätzung von Wahlresultaten aus Teilergebnissen, Wien-Würzburg 1966, S. 62ff.

2) Die Überprüfung erfolgt hier anhand des Gesamtfehlers im Kap. 13.

8. Die Auswahlverzerrung

Wie im Kap.5. ausgeführt wurde, weist der IT-Berichtskreis eine Verzerrung dieser Art auf, daß die größeren Firmen stärker in der Stichprobe als in der Grundgesamtheit vertreten sind. Die Größe der firma kann hierbei durch den Umsatz oder die Beschäftigtenzahl gemessen werden. Wenn diese Tatsache nicht durch die Gewichte in der Schätzfunktion (6.2) entsprechend berücksichtigt wird, wird der Stichprobenfehler eine systematische Komponente aufweisen. Diese Auswahlverzerrung kann auf zwei Arten reduziert werden. Der große Teil der Verzerrung kann schon durch eine gebundene Schätzfunktion, bei welcher das Auswahlverfahren des IT in der Funktion selbst nicht berücksichtigt wird, behoben werden.¹⁾ Diese systematische Komponente wird aber vollständiger auf folgendem Weg eliminiert: Durch den Vergleich der Stichprobenstruktur mit der Struktur der Grundgesamtheit wird das Auswahlverfahren bestimmt, bezüglich dessen die IT-Stichprobe als zufällig angesehen werden kann. Durch die Anwendung der für dieses Auswahlverfahren verzerrungsfreien Schätzfunktionen wird die Auswahlverzerrung größtenteils ausgeschlossen. Der verbleibende Fehler kann als "Zufallsfehler" angesehen werden und wird durch Schätzverfahren, welche für die vorliegenden Strukturen, gemessen am MSE, am effizientesten sind²⁾, möglichst gering gehalten.

Ein erhebliches Hindernis bei der Entscheidung für ein bestimmtes Auswahlverfahren ist die Tatsache, daß es unendlich viele Verfahren gibt, zwischen welchen eine Entscheidung getroffen werden müßte. Da diese Aufgabe nicht zu lösen ist, wird hier nur eine geringe Anzahl von Auswahlverfahren in Betracht gezogen.

1) So z.B. durch die bisher angewandten ungeschichteten Verhältnisschätzungen (10.14) und (10.15).

2) Vgl. dazu Kap.9, 10. und 11.

8.1. SRS-Verfahren ohne Schichten

In den Abb. A1 und A2 sind die Mittelwerte der Beschäftigtenzahl und des Umsatzes in der Grundgesamtheit und dem IT-Bereich dargestellt. Erkennbar ist eine erhebliche Auswahlverzerrung, welche durch die dem ungeschichteten SRS-Auswahlverfahren entsprechende ungebundene Schätzfunktion nicht eliminiert wird (Vgl. Abb. A3).

Die Hypothese, daß die IT-Stichprobe in Bezug auf das SRS-Auswahlverfahren aus ungeschichteter Grundgesamtheit als zufällig angesehen werden kann, läßt sich durch den χ^2 -Test prüfen.¹⁾ Die Erhebung eines Jahres ist hierbei die Realisation des Zufallsexperimentes. Der Test wird für jedes Jahr durchgeführt. Die Grundgesamtheit wird in drei Beschäftigtengrößeklassen aufgeteilt.²⁾ Die Werte des Erhebungsjahres 1970 sind aus der Tab. 1 ersichtlich.

Tab. 1

χ^2 -Test für das Erhebungsjahr 1970

	N_i	n_i	N_i/N	nN_i/N
GK 2	1270	95	0,72	144,0
GK 3	461	82	0,26	52,3
GK 4	33	23	0,02	3,7

$$N=1764; n=200; \chi^2_{0,95;2}=5,99; \chi^2 = \sum \frac{(n_i - nN_i/N)^2}{nN_i/N} = 134,2$$

Die Prüfhypothese mußte bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit im gesamten Zeitraum abgelehnt werden. Aus diesem Ergebnis folgt, daß das ungeschichtete SRS-Auswahlverfahren der IT-Auswahl nicht angemessen ist.

1) Diese Vorgehensweise wurde z.B. auch von Fisz, M.: Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik, Berlin 1965, S.421f, gewählt.

2) Vgl. Kap. 1.3.2.2.

8.2. SRS-Verfahren mit drei Schichten (Beschäftigtengrößeklassen)

Wenn die Erhebungseinheiten innerhalb einer Schicht dieselbe Wahrscheinlichkeit haben, gezogen zu werden, darf in den Schichten keine Auswahlverzerrung erkennbar sein. Wie aber aus den Abb. A4 u. A5 hervorgeht, ist in allen Schichten eine eindeutige positive Verzerrung vorhanden. Die stärkere Repräsentation der großen Firmen innerhalb der Schichten kommt auch durch die unterschiedlichen Auswahlsätze in den Unterschichten zum Ausdruck (Vgl. Tab. 2). Hierbei werden die Größenklassen 2 und 3 in je zwei Größenklassen aufgeteilt:

GK 2 in Klassen mit 50- 99 (GK 21) u. 100-199 (GK 22) Beschäft.
 GK 3 " " " 200-399 (GK 31) " 400-999 (GK 32) "

Die Aufteilung der GK 4 ist nicht möglich, weil entsprechende Daten aus der amtlichen Statistik nicht vorhanden sind.

Tab. 2

Die Auswahlsätze in den Größenklassen 21, 22, 31 und 32

	Erhebungsjahr								
	65	66	67	68	69	70	71	72	73
GK 21	0,05	0,06	0,07	0,06	0,07	0,07	0,08	0,07	0,06
GK 22	0,09	0,09	0,12	0,09	0,09	0,07	0,08	0,09	0,08
GK 31	0,16	0,16	0,17	0,16	0,13	0,15	0,18	0,16	0,12
GK 32	0,22	0,25	0,25	0,21	0,26	0,22	0,25	0,23	0,25

Aus den Abb. A1, A2 u. A3 ist ersichtlich, wie die Verzerrung durch die Gewichtung der Mittelwerte entsprechend den drei Klassen gegenüber den ungewichteten Werten absinkt.

Auch hier kann man den χ^2 -Test zur Überprüfung der Hypothese, daß die Erhebungseinheiten innerhalb der Schicht gleiche Auswahlwahrscheinlichkeit haben, anwenden. Der Test kann lediglich in den aus zwei Klassen bestehenden Größenklassen 2 und 3 angewandt werden. Die Prüfhypothese wird bei 5%-Irrtumswahrscheinlichkeit abgelehnt, wenn die Prüfgröße größer als $\chi^2_{0,95;1} = 3,84$ ist. Die Werte der Prüfgröße sind in der Tab. 3 dargestellt.

Tab. 3

Die Prüfgröße für die Größenklassen 2 und 3

	Erhebungsjahr									
	65	66	67	68	69	70	71	72	73	
GK 2	6,4 ⁺	3,1	6,4 ⁺	2,7	0,8	0,01	0,01	1,9	1,3	
GK 3	2,5	4,5 ⁺	3,4	1,8	9,2 ⁺	2,7	2,8	3,2	10,1 ⁺	

+ Die Prüfhypothese wird abgelehnt.

Wie aus der Tabelle hervorgeht, kann die Prüfhypothese in beiden Größenklassen in den meisten Jahren nicht abgelehnt werden. Die Unterschiede in den Verteilungen sind zu gering, um bei dieser Irrtumswahrscheinlichkeit durch den Test als signifikant identifiziert zu werden. Da aber andererseits, wie oben gezeigt wurde, eine eindeutige positive Auswahlverzerrung vorhanden ist, kann im Widerspruch zu diesem Testergebnis die Auswahl mit innerhalb der drei Größenklassen gleichen Auswahlwahrscheinlichkeiten den Schätzfunktionen nicht zugrundegelegt werden. Die bisher vom Ifo-Institut eingesetzten Schätzverfahren (10.2) und (10.3) basieren aber auf diesem Auswahlverfahren.

Den einzelnen Firmen muß also innerhalb der Beschäftigten-Größenklassen ein unterschiedliches Gewicht zugeordnet werden. Das bedeutet, daß die kleinen Firmen stärker und die großen schwächer gewichtet werden müssen. Eine Möglichkeit hierzu ist die weitere Aufteilung der Größenklassen.

8.3. SRS-Verfahren mit fünf Schichten

Wenn man die Größenklassen 2 und 3, wie in 8.2. beschrieben, aufteilt, sieht man, daß in den kleineren Größenklassen immer noch eine, wenn auch kleinere, Auswahlverzerrung vorhanden ist (Vgl. Abb. A6). In der Abb. A7 sind die geschätzten Brutto-Anlageinvestitionen anhand der mit fünf Größenklassen gewichteten ungebundenen Schätzfunktion (8.1) derjenigen mit drei Klassen gegenübergestellt.

$$\hat{I}_N = \sum_{h=1}^{h=5} \frac{N_h}{N} \bar{I}_{1h} \quad (8.1)$$

Obwohl immer noch eine Verzerrung vorhanden ist, sind die Schätzungen gegenüber jenen mit drei Größenklassen deutlich besser.

8.4. PPS-Verfahren

Wie in 8.3. gezeigt wurde, gelingt es durch die weitere Aufteilung der Größenklassen, die Auswahlverzerrung nicht vollständig zu beheben. Durch die weitere Vergrößerung der Anzahl der Schichten würde außerdem der Stichprobenumfang in den einzelnen Schichten für eine zuverlässige Hochrechnung zu gering werden. Es muß daher davon ausgegangen werden, daß auch innerhalb der drei Größenklassen die Auswahlwahrscheinlichkeit von der Größe der Firma abhängig ist. In der Literatur werden fast ausschließlich Auswahlverfahren behandelt, wo die Auswahlwahrscheinlichkeit proportional der Größe der Erhebungseinheit ist (PPS-Verfahren)¹⁾. Bei Zugrundelegung des PPS-Auswahlverfahrens ist die Schätzfunktion (6.46) unverzerrt. Die Anwendung von (6.46) würde zur Folge haben, daß jeder Firma ein unterschiedliches Gewicht zugeordnet wird. Die Gewichte hängen von dem zugrundegelegten Verfahren ab. Das nicht lösbare Problem besteht darin, unter der Fülle der möglichen PPS-Auswahlverfahren²⁾ das dem IT am besten entsprechende zu bestimmen. Hier werden daher lediglich vier PPS-Auswahlverfahren in Erwägung gezogen. Zum einen kann zwischen den geschichteten und ungeschichteten Verfahren unterschieden werden. Als Schichten werden die drei beschriebenen Beschäftigtengrößenklassen gewählt. Weiterhin muß man die Verfahren mit und ohne Zurücklegen gesondert behandeln, weil sie hier zu verschiedenen Schätzungen führen, die sich allerdings bei kleinen Auswahlätzen nicht erheblich unterscheiden dürften. Beim Ziehen ohne Zurücklegen wird davon ausgegangen, daß die Auswahlwahrscheinlichkeit in jedem Ziehungsschritt der Größe proportional ist³⁾. Vermetten u. van Beeck⁴⁾ gingen bei ihren Schätzungen vom PPS WOR-Auswahlverfahren mit geschichteter Grundgesamtheit aus. Sie begründeten dies lediglich damit, daß eine Unternehmung nicht

1) Vgl. dazu Kap. 6.4.

2) Vgl. dazu Kap. 6.4.

3) Vgl. dazu Kap. 6.4.3.

4) Vgl. Vermetten, J.B. u. van Beeck, J.G.: a.a.O., S.1ff.

zweimal befragt werden kann.

Für die Entscheidung zwischen diesen beiden Ziehungsarten fehlt letztlich ein quantitatives Kriterium, wenn man von dem Gesamtfehler absieht. Entscheidend ist hierbei die Größe der Verzerrung der Stichprobe. Beim Ziehen mit Zurücklegen erfolgt, bedingt durch die größere Auswahlwahrscheinlichkeit der großen Firmen, eine stärkere Verzerrung des Stichprobenmittels. Das wird durch die Schätzfunktion so korrigiert, daß die großen Einheiten mit einem kleineren und die kleinen Einheiten mit einem größeren Gewicht als beim Ziehen ohne Zurücklegen in die Schätzfunktion eingehen.

Wegen der großen Verzerrung der ungeschichteten Stichprobe (Vgl. Abb. A1 u. A2) ist bei der Anwendung ungeschichteter Schätzfunktionen eher das Ziehen mit Zurücklegen angemessen. Die Annahme eines geschichteten Auswahlplans ist aber mit kleineren Risiken verbunden. Die Verzerrung innerhalb der Größenklassen ist unterschiedlich und steigt in Richtung der oberen Klassen (Vgl. Abb. A4 u. A5). Innerhalb der Größenklassen ist wegen der relativ geringen Auswahlverzerrung eher das Ziehungsverfahren ohne Zurücklegen berechtigt. Wenn man also geschichtete PPS-Schätzfunktionen einsetzen möchte, sollte von der Auswahl ohne Zurücklegen ausgegangen werden. Das Problem, ob PPS-Schätzfunktionen angewandt werden sollen, um die Auswahlverzerrung zu eliminieren und welche Auswahlart zugrundegelegt werden soll, kann letztlich nur aufgrund des Vergleiches der hochgerechneten Werte mit den Zielwerten gelöst werden.¹⁾

1) Vgl. dazu Kap. 13.

9. Modelltheoretische Überlegungen und Schätzung der Regressionsbeziehungen

9.1. Aufgabenstellung

In diesem Kapitel sollen durch ökonomische Überlegungen die Schätzverfahren der Struktur der Grundgesamtheit angepaßt werden, um möglichst effiziente Schätzungen zu erreichen. Für die Effizienz der gebundenen Verfahren ist eine möglichst enge Beziehung zwischen der Schätz- und den Erklärungsvariablen von entscheidender Bedeutung. Um die Güte der Schätzungen zu steigern, sollen die Schichten möglichst homogen sein. Folgende Fragen sollen beantwortet werden:

- a) Welche Variable hat den höchsten Erklärungswert?
- b) Soll die Verhältnis- oder die Regressionsschätzung angewandt werden?
- c) Welche Variablen sollen in einem mehrdimensionalen Regressionsansatz berücksichtigt werden?
- d) Wie soll die Schichtung erfolgen?
- e) Ist eine zeitliche Stabilität der funktionalen Beziehungen vorhanden?

Zur Lösung dieser Probleme bieten sich zwei Wege an. Die erste Möglichkeit ist, die Vorgehensweise der Ökonometrie zu wählen. Hierbei wird eine unendliche Grundgesamtheit unterstellt. Die benutzten Kriterien gehen von vielen Voraussetzungen aus. Die Ökonometrie muß bei der hier vorliegenden endlichen Grundgesamtheit hinter die Stichprobentheorie zurücktreten. In diesem Abschnitt werden die funktionalen Beziehungen zunächst ökonometrisch geschätzt, um auf diese Weise erste Aussagen über die Güte der Anpassung zu gewinnen. Bei der Bewertung der Modelle wird man sich vorwiegend auf das Bestimmtheitsmaß stützen, denn dieser Parameter beeinflusst entscheidend die Effizienz der gebundenen Verfahren¹⁾. Im Kap. 10. werden dann die Verfahren, welche effiziente Schätzungen versprechen, anhand des MSE bewertet.

1) Vgl. z.B. (6.41).

9.2. Beschreibung und Interpretation der Modelle

Um gute Schätzungen durch gebundene Verfahren zu erzielen, muß man möglichst enge funktionale Beziehungen zwischen den Investitionen und den anderen Daten, die sogenannten mikroökonomischen Investitionsfunktionen, aufstellen. Die Beziehungen zwischen den Mikrodaten sind von weit streuenden Störkomponenten überlagert, denn die Investitionsentscheidungen der Unternehmer werden von sehr vielen Faktoren beeinflusst, die nicht in die Beziehung eingehen können. Diese Streuung ist insbesondere bei kleinen Unternehmen groß (Vgl. Tab. A6).

Die Investitionsfunktionen waren oft Gegenstand ökonometrischer Untersuchungen¹⁾. Zumeist wurden die Funktionen auf der Makroebene geschätzt. Meyer u. Kuh²⁾ schätzten mikroökonomische Investitionsfunktionen mit einer größeren Zahl von Regressoren. Von den vom IT erhobenen Daten benutzten sie den Umsatz und die Umsatzdifferenz zwischen dem Untersuchungsjahr und dem Vorjahr. Eine Reihe von Untersuchungen betreffend den Investitionstest mit dem Ziel der Erstellung von Investitionsprognosen benutzte zur Erklärung der Investitionen die unternehmerischen Planangaben³⁾. Bei der Bildung des mikroökonomischen Modells der Entscheidungsfindung für Investitionspläne muß man die Einflußfaktoren der Investitionen bestimmen. Wichtige Bestimmungsgrößen sind die Gewinnerwartungen, der Istzustand des Unternehmens (z.B. der Auslastungsgrad) und von außen wirkende Makrogrößen wie die Änderung der Konsumnachfrage und der Zinssatz. Hier kommen für die Regressionsbeziehungen nur die Variablen in Frage, die im Rahmen des IT erhoben werden und deren aggregierte

1) Einen Überblick bringt Jorgensen, D.W.: *Econometric studies of investment behavior: A survey*, in: *The Journal of Economic Literature*, 9 (1971), S. 1111 ff.

2) Vgl. Meyer, J.R. u. Kuh, E.: *The investment decision*, Cambridge 1957.

3) Vgl. z.B. Schaffranek, M.: *Zur prognostischen Bedeutung von quantitativen Investitionsplänen aus Erhebungen des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung; ein Versuch die Aussagekraft durch klassifizierende Informationsauswertung zu erhöhen*, Dissertation Mannheim 1971.

Werte für die Grundgesamtheit bzw. die Schichten von der amtlichen Statistik veröffentlicht werden, d.h. der Umsatz, die Beschäftigtenzahl und die Investitionen der vergangenen Jahre.

Folgende Modelle wurden untersucht:

$$I_i = \alpha + \beta B_i + e_i \quad (9.1)$$

$$I_i = \alpha + \beta U_i + e_i \quad (9.2)$$

$$I_i = \alpha + \beta U_{t-1,i} + e_i \quad (9.3)$$

$$I_i = \alpha + \beta I_{t-1,i} + e_i \quad (9.4)$$

Die Modelle (9.1) und (9.2) entsprechen den bisher vom Ifo-Institut angewandten Verfahren mit dem Unterschied, daß dort vorausgesetzt wird, daß $\alpha = 0$ ist, das heißt, daß die Regressionsgerade durch den Ursprung verläuft. Nur unter dieser Voraussetzung dürfte die Verhältnisschätzung effizient sein. Diesen Modellen liegt die Vorstellung zugrunde, daß die Investitionen von der Größe der Firma abhängen, welche man durch die Beschäftigtenzahl oder den Umsatz messen kann. Bei der Annahme, daß $\alpha = 0$ ist, wird unterstellt, daß die Investitionsintensität (I/B) bzw. die Investitionsquote (I/U) konstant sind. Der Umsatz hat möglicherweise einen größeren Informationsgehalt als die Beschäftigtenzahl, weil er die Gewinnerwartungen und die Marktposition des Unternehmens widerspiegeln kann. Die Höhe der Ersatzinvestitionen richtet sich nach der Produktionskapazität, welche ersatzweise durch den Umsatz oder die Beschäftigtenzahl gemessen werden kann. Die Größe des Unternehmens wird auch aus diesem Grund die Höhe der Brutto-Anlageinvestitionen bestimmen.

Einen höheren Erklärungswert dürfte die zeitverzögerte Variable U_{t-1} haben, weil bei der Planerstellung im Jahr $t-1$ für das Jahr t als Inputgröße der realisierte Umsatz eingeht. Aus diesem Grund wurde auch das Modell (9.3) untersucht.

Dem Modell (9.4) liegt die Vorstellung eines kontinuierlichen Investitionsprozesses zugrunde. Da dieser ein mittel- bis langfristiger Vorgang ist, dürften die Investitionen vom Vorjahresniveau abhängen. Diese Lag-Variable bringt in diesem Zusammenhang keine Schätzprobleme, wie sie bei den dynamischen Zeitreihenmodellen auftreten. Sie kann bei Querschnittsuntersuchungen wie alle anderen exogenen Variablen behandelt werden.

Bei den Modellen (9.1) bis (9.4) wurde eine lineare Beziehung zwischen den Investitionen und dem Regressor vorausgesetzt. Anhand der Korrelationsdiagramme konnten keine Nichtlinearitäten festgestellt werden (Vgl. Abb. A8). Bei multiplen Ansätzen kann man etwaige Nichtlinearitäten anhand der Untersuchung der Regressionsreste feststellen. Sie verteilen sich dann nicht gleichmäßig um die 45° -Gerade, sondern kleben unter- oder oberhalb der Gerade (Vgl. Abb. A9). Auf Linearitätstests¹⁾ wurde verzichtet, weil sie von einigen Voraussetzungen hinsichtlich der Verteilung der Störvariablen ausgehen. Nichtlineare Schätzfunktionen könnten hier auch aus dem Grunde nicht angewandt werden, weil die entsprechenden Parameter der Grundgesamtheit fehlen (z.B. $\sum_N x_i^2$ oder $\sum_N \ln x_i$). Eventuelle Nichtlinearitäten werden durch die Aufteilung der Grundgesamtheit in Größenklassen abgeschwächt.

Die Kleinste-Quadrate-Schätzungen der Parameter α und β sind, gemäß dem Gauß-Markoff-Theorem, dann beste lineare Schätzungen, wenn die Störvariable homoskedastisch ist, das heißt, wenn $\text{Var}(e|x)$ konstant ist. Anhand der Korrelationsdiagramme wurde festgestellt, daß diese Voraussetzung oft nicht zuzutreffen scheint (Vgl. Abb. A8), sondern daß eher eine Zunahme der bedingten Varianz mit der Erklärungsvariablen vorliegt²⁾. Auf die Anwendung von ökonometrischen Tests³⁾ wurde auch hier

-
- 1) Z.B. der Linearitätstest von Fisher; vgl. Heinhold, J. u. Gaede, K.-W.: Ingenieurstatistik München-Wien 1972, S. 273ff.
 - 2) Hinsichtlich der sich auf die Schätzfunktionen ergebenden Konsequenzen vgl. Kap. 6.3.2.
 - 3) Vgl. z.B. Schneeweß, H.: a.a.O., S. 193f.

wegen der erforderlichen Voraussetzungen verzichtet. Durch die Untersuchung der Residuenverteilung wurde insbesondere festgestellt, daß die Voraussetzung der normalverteilten Störvariablen nicht zuzutreffen scheint, sondern daß eine Schiefe nach unten vorhanden ist. Die Hypothese, daß die Regressionsreste aus einer Normalverteilung stammen, wurde bei 5%-Irrtumswahrscheinlichkeit abgelehnt. Ob Homoskedastizität vorliegt, kann auch bei multiplen Modellen anhand des Diagramms entschieden werden (Vgl. Abb. A9). Die Bedeutung dieses Problems erfährt durch die Größenklassenaufteilung eine Abschwächung.

$$I_i = \alpha + \beta_1 U_{t-1,i} + \beta_2 U_i + e_i \quad (9.5)$$

Dieser Hypothese liegt folgende Modellvorstellung zugrunde: Die Gewinnerwartungen sind eine der wichtigsten Determinanten der Erweiterungsinvestitionen. Sie wirken sich als das Bedürfnis nach der Vergrößerung der Produktionskapazität aus. Da die Gewinnerwartungen schwer meßbar sind, müssen sie mit Hilfe eines Erwartungsbildungsmodells durch andere Variablen ersetzt werden. Die Unternehmer richten ihre Erwartungen an den vergangenen Gewinnen. Bei der Planerstellung im Jahr $t-1$ für das Jahr t sind ihnen die Gewinne für die Jahre $t-1$ und $t-2$ bekannt. Sie extrapolieren ihre zukünftigen Gewinne anhand dieser Daten. Da zwischen den Umsätzen und Gewinnen ein enger Zusammenhang besteht¹⁾, kann man die Gewinne ersatzweise durch die Umsätze messen. Die Heranziehung der U_{t-2} - und U_{t-1} -Daten würde hier zu einer Reduzierung des Stichprobenumfangs führen, so daß sie durch die U_{t-1} - und U_t -Daten ersetzt werden.

$$I_i = \alpha + \beta(U_i - U_{t-1,i}) + e_i \quad (9.6)$$

Das Modell (9.5) ist mit $I_i = \alpha + \beta_1^* U_i + \beta_2^* (U_i - U_{t-1,i}) + e_i$ äquivalent, weil es aus diesem durch lineare Transformation hervorgeht. Untersucht wurde daher auch der alleinige Erklä-

1) Diese Feststellung machen aufgrund ihrer empirischen Untersuchungen Meyer, J.R. u. Kuh, E.: a.a.O., S.65.

rungswert der Umsatzdifferenz. Die Wirkung dieser Variablen beruht auf dem Akzeleratorprinzip: Die Investitionen werden steigen, wenn der Umsatz steigt und die Kapazitäten ausgelastet sind. Ein von dieser Hypothese abweichendes Verhalten zeigen oft große Firmen, welche auch bei sinkendem Umsatz Rationalisierungsinvestitionen tätigen, um ihre Wirtschaftlichkeit zu verbessern. Diese Hypothese bedeutet, daß die Höhe der Investitionen von der Firmengröße unabhängig ist, weshalb der Ansatz (9.5) realistischer ist.

$$I_i = \alpha + \beta_1 U_{t-1,i} + \beta_2 U_i + \beta_3 I_{t-1,i} + e_i \quad (9.7)$$

Diesem Modell liegt folgende Vorstellung zugrunde: Die Investitionen, die den Gewinnerwartungen entsprechen, werden nicht sofort realisiert, sondern wegen der Mittelfristigkeit des Investitionsprozesses erst mit Verzögerungen. Große Unternehmen reagieren auf Konjunkturschwankungen träger als kleine Unternehmen, weil sie die Investitionen längerfristig als kleine Firmen planen.

$$I_i = \alpha + \beta_1 I_{t-2,i} + \beta_2 I_{t-1,i} + e_i \quad (9.8)$$

Es ist zu erwarten, daß auch die weiterliegenden Jahre einen Einfluß auf die Höhe der Investitionen ausüben. Diese Annahme stützt sich auf den mittelfristigen und kontinuierlichen Charakter des Investitionsprozesses. Die Korrelation dürfte um so kleiner sein, je größer der zeitliche Abstand ist. Durch die Benutzung der Variablen I_{t-2} wird allerdings der Stichprobenumfang erheblich reduziert (Vgl. Tab. 7).

$$I_i = \alpha + \beta_1 U_{t-1,i} + \beta_2 I_{t-1,i} + e_i \quad (9.9)$$

Da die Variablen U_{t-1} und U_t vermutlich hohe Kollinearität aufweisen, wurde in diesem Ansatz nur eine Variable berücksichtigt. Durch die Variable I_{t-1} wird auch das verschiedene Investitionsverhalten gleichgroßer Firmen berücksichtigt,

welche ein unterschiedliches Fertigungsprinzip haben. So sind die Firmen mit Massenfertigung investitionsintensiver als Unternehmen mit Kleinserienfertigung, welche oft bei Investitionsgütern fertigen Unternehmen anzutreffen ist.

$$I_i = \alpha + \beta_1 U_{t-1,i} + \beta_2 B_i + \beta_3 I_{t-1,i} + e_i \quad (9.10)$$

In diesen Ansatz werden alle zur Verfügung stehenden Merkmale für lediglich ein Jahr gebracht, um zu prüfen, ob gegenüber dem Modell (9.9) eine Verbesserung zu erzielen ist.

Als unabhängige Variable kann man in den Investitionsfunktionen auch das Investitionswachstum, die Investitionsquote (I/U) bzw. -intensität (I/B) oder die Investitionssumme benutzen.

$$\left(\frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}}\right)_i = \alpha + \beta \left(\frac{U_t - U_{t-1}}{U_{t-1}}\right)_i + e_i \quad (9.11)$$

Bei diesem Modell geht man davon aus, daß das Investitionswachstum eine lineare Funktion des Umsatzwachstums ist.

$$\left(\frac{I_t}{U_t}\right)_i = \alpha + \beta \left(\frac{U_t - U_{t-1}}{U_{t-1}}\right)_i + e_i \quad (9.12)$$

Bei diesem Ansatz wurde als abhängige Variable die Investitionsquote gewählt. Das Modell ist inhaltlich mit dem Modell (9.5) vergleichbar.

$$\left(\frac{I_t}{U_t}\right)_i = \alpha + \beta \left(\frac{I_{t-1}}{U_{t-1}}\right)_i + e_i \quad (9.13)$$

Hier wird angenommen, daß die Investitionsquote des Schätjahres t von der Investitionsquote des Vorjahres abhängig ist. Dieser Ansatz ist mit (9.9) vergleichbar.

$$\left(\frac{I}{U}\right)_i = \alpha + \beta_1 \left(\frac{I_{t-1}}{U_{t-1}}\right)_i + \beta_2 \left(\frac{U_t - U_{t-1}}{U_{t-1}}\right)_i + e_i \quad (9.14)$$

In diese Funktion gehen beide Erklärungsvariablen der Modelle (9.12) und (9.13) ein. Das Modell hat ähnlichen Informationsgehalt wie (9.7).

Die Modelle (9.12) bis (9.14) unterscheiden sich von den Modellen (9.5), (9.9) und (9.7) auch darin, daß die Störvariablen durch U_t geteilt werden. Eine etwaige Zunahme der Störvarianz mit der Firmengröße erfährt dadurch eine Abschwächung und die Voraussetzung der Homoskedastizität ist eher erfüllt.

$$(I_t + I_{t-1})_i = \alpha + \beta(U_t + U_{t-1})_i + e_i \quad (9.15)$$

$$(I_t + I_{t-1})_i = \alpha + \beta B_i + e_i \quad (9.16)$$

Aus den I_t, I_{t-1} -Korrelationsdiagrammen (Vgl. Abb. A10) ist zu ersehen, daß die Investitionen oft stoßweise getätigt werden. Da der Investitionsprozeß nicht kontinuierlich meßbar ist, gibt das zu der Vermutung Anlaß, daß der Zeitraum von einem Jahr für die Messung der Investitionen zu klein ist. Vor allem große Investitionsvorhaben, wie beispielsweise Bauten, erstrecken sich über einen längeren Zeitraum als einem Jahr. Durch die Zugrundelegung eines Jahres bei der Investitionsmessung kann es zur Zersplitterung des Materials kommen. Etwaige Gesetzmäßigkeiten werden unter Umständen auf diese Weise durch zufällige Einflüsse überdeckt. Die Modelle (9.15) und (9.16) gehen davon aus, daß gleich große Unternehmen in einem 2-Jahreszeitraum gleich große Investitionen tätigen. Beim Zutreffen dieser Annahme müßten in den Größenklassen die Variationskoeffizienten $v_{I_t + I_{t-1}}$ kleiner als v_{I_t} sein. Wenn durch die Modelle (9.15) und (9.16) eine bessere Schätzung gegenüber den Modellen (9.1) und (9.2) erreicht werden soll, muß die Varianz der Regressionsreste $\hat{\sigma}_e^2$ in den Beziehungen (9.15) und (9.16) kleiner als die Varianz der Ansätze (9.1) und (9.2) sein, denn das Bestimmtheitsmaß ist bei gleicher Varianz der Regressionsreste immer kleiner.

9.3. Die Schichtung

Es gibt Hinweise, daß in gewissen Schichten der Grundgesamtheit ein unterschiedliches Investitionsverhalten vorliegt. Die Schätzung der Investitionsfunktionen und damit zusammenhängend die Anwendung gebundener Hochrechnungsverfahren muß dann in den einzelnen Schichten separat erfolgen, um eine möglichst gute Anpassung durch die Regressionsbeziehungen zu erreichen. Einen Einfluß auf das Investitionsverhalten übt die Firmengröße und das Produktionsprogramm aus, so daß die Schichtung nach Größenklassen und Fachzweigen in Betracht gezogen werden muß.

a) Die Größenklassen

Die Höhe der Investitionsaufwendungen wird bei kleineren Unternehmen von einer Fülle nicht meßbarer Faktoren bestimmt. Die Unternehmer entscheiden in einem viel stärkeren Maße frei, so daß ihre Entscheidungen hier viel schwerer determiniert werden können. Bei den kleinen Unternehmen wird daher durch die wenigen hier benutzten Variablen nur ein kleiner Teil der Investitionen erklärt werden. Die Folge davon sind in den unteren Größenklassen kleinere Bestimmtheitsmaße (Vgl. Tab. A6).

Die kleinen Unternehmen reagieren schärfer auf Konjunkturschwankungen. Die Investitionstätigkeit, ausgedrückt durch die Investitionsquote oder -intensität, kann in den einzelnen Größenklassen beträchtliche Unterschiede aufweisen. Die Investitionskennziffern steigen gewöhnlich mit zunehmender Unternehmensgröße, weil teure und arbeitskraftsparende Produktionsmittel vorwiegend von kapitalkräftigen großen Unternehmen beschafft werden können. Sie können aber auch bei kleinen Unternehmen relativ hohe Werte erreichen, weil die Beschaffung von Produktionsanlagen auf eine untere Preisgrenze stößt, was sich im Verhältnis zur Beschäftigtenzahl oder Umsatz durch hohe Kennziffern auswirkt.

Eine in Größenklassen separate Schätzung ist auch aus einem anderen Grunde vorteilhaft. Die starke Konzentration der Punkte

im Bereich des Nullpunkts (Vgl. Abb. A8) würde ohne Schichtung größere Ungenauigkeiten der Schätzungen zur Folge haben, weil der Verlauf der Regressionsgerade sehr stark von den weit vom Nullpunkt liegenden Punkten beeinflusst wird.

In den Tab. A1 u. A2 sind die Investitionskennziffern der Grundgesamtheit der Betriebe dargestellt, welche aufgrund amtlicher Veröffentlichungen berechnet wurden. Aus den Tabellen ist zu ersehen, daß die Kennziffern in vielen Jahren mit steigender Größenklasse kleiner werden. Konjunktuelle Effekte überlagern allerdings die verschiedenartigen Strukturen. Es ist sichtbar, daß oft beträchtliche Unterschiede der Kennziffern in den einzelnen Größenklassen vorhanden sind, was auf ein unterschiedliches Investitionsverhalten hinweist und die separate Schätzung der Regressionsbeziehungen rechtfertigt. Auf die Anwendung der ökonometrischen Identitätstests,¹⁾ um zu prüfen, ob die Regressionsbeziehungen in den Größenklassen signifikant verschieden sind, wurde aus schon angeführten Gründen verzichtet. Ob eine geschichtete Schätzfunktion effizienter ist, kann allein durch die Berechnung des Standardfehlers entschieden werden.²⁾

b) Die Fachzweige

Das Investitionsverhalten einer Branche ist vom technologischen Charakter der Branche abhängig, insbesondere davon, ob Kleinserien- oder Massenfertigung vorliegt, was mit dem Produktionsprogramm zusammenhängt. Das ist der Grund dafür, daß die Investitionskennziffern von Fachzweig zu Fachzweig wesentliche Schwankungen aufweisen können. Die Fachzweige reagieren auch auf Konjunkturschwankungen unterschiedlich, so daß auch aus diesem Grund innerhalb der Fachzweige verschiedene Investitionsfunktionen vorhanden sind. Dieser Tatsache wird bei der Hochrechnung der Brutto-Anlageinvestitionen der gesamten Industrie dadurch Rechnung getragen, daß eine zweidimensionale Schichtung der Industrie in Industriegruppen und Größenklassen durchgeführt wird. Dieses Verfahren könnte auch in der nächsten Gliederungsstufe, den Fachzweigen, durch-

1) Vgl. z.B. Schneeweiß, H.: a.a.O., S. 118ff.

2) Vgl. dazu Kap. 10.

geführt werden. Der Schichtung der Industriegruppe in Fachzweige sind allerdings enge Grenzen gesetzt: Nach Größenklassen sollte wegen der Auswahlverzerrung und Erhöhung der Effizienz¹⁾ auf jeden Fall geschichtet werden. Eine zusätzliche Schichtung nach Fachzweigen würde zur Zersplitterung des Datenmaterials führen. Die Hochrechnungen würden sich auf zu kleine Stichprobenumfänge stützen, weil einige Fachzweige im IT-Berichtskreis schwach oder überhaupt nicht repräsentiert sind. Aus diesem Grund müßte man Fachzweige zu wenigen Klassen zusammenlegen. Die Schwierigkeit hierbei ist, Klassen zu bilden, welche signifikant verschiedene Regressionsbeziehungen haben. Wenn die Schichtung zufällig erfolgen würde, würde dies zu keinem Effizienzgewinn führen.

Auf der Ebene der Fachzweige ist der systematische Nicht-Stichprobenfehler, bedingt durch unterschiedliche Zuordnungen, erheblich. Eine zweidimensionale Schichtung würde daher zu einer großen systematischen Fehlerkomponente führen. Die Hochrechnung mit Fachzweigen als Schichten wird sich daher nur auf Ausnahmefälle beschränken müssen, das heißt auf Industriegruppen, deren Fachzweige durch den IT gut repräsentiert sind und wo in den Fachzweigen nachgewiesenermaßen unterschiedliche Investitionsverhaltensweisen vorliegen.

In der vorliegenden Arbeit wird auf die Schätzung über Fachzweige auch aus folgendem Grund verzichtet. Wenn zwei Einflußfaktoren auf die Investitionen wirken, können sie auf zwei Arten berücksichtigt werden. Man kann im Schätzansatz nur eine Variable berücksichtigen und nach der anderen schichten. Es können aber auch beide Variablen ohne Schichtung im Schätzansatz berücksichtigt werden. In den Modellen (9.7), (9.9) und (9.10) wird durch das Vorjahresniveau der Investitionen der technologische Faktor berücksichtigt.

1) Vgl. dazu Kap. 10. und 11.

9.4. Schätzergebnisse

Die Regressionsbeziehungen wurden für jedes der neun untersuchten Jahre und jede der drei Beschäftigtengrößenklassen geschätzt. Wegen des großen Datenumfanges sind hier nur die Ergebnisse für das Jahr 1967 dargestellt (Vgl. Tab. A3, A4, A5). Aus der Tab. A6 ist als zentrale Größe für die Effizienz der gebundenen Verfahren das mittlere Bestimmtheitsmaß im Untersuchungszeitraum zu ersehen.

Zu den Modellen (9.1) bis (9.4):

Als Variable mit größtem Erklärungswert, gemessen am Bestimmtheitsmaß, erwiesen sich die Vorjahresinvestitionen I_{t-1} (Vgl. Tab. A6). Das große Bestimmtheitsmaß dieser Variablen wird zum Teil durch die besonders große positive Schiefe bewirkt. Einige wenige Punkte außerhalb der Punktwolke sind für den hohen Wert von $\hat{\rho}^2$ verantwortlich (Vgl. Abb. A10). Die Beziehung mit der Erklärungsvariablen Umsatz (9.2) hat im allgemeinen ein höheres $\hat{\rho}^2$ als jene mit der Beschäftigtenzahl (9.1). Das wird zum großen Teil durch die in den Beschäftigtengrößenklassen größere Schiefe des Umsatzes bedingt. Den größten Variationskoeffizienten hat die Variable I_{t-1} (mittlerer Variationskoeffizient im Untersuchungszeitraum in GK 2 = 1,26), gefolgt vom Umsatz (= 0,57) und der Beschäftigtenzahl (= 0,39). In den Umsatzgrößenklassen dürften andere Verhältnisse herrschen.

Aus der Tab. A6 ist zu ersehen, daß $\hat{\rho}^2$ mit steigender Größenklasse zunimmt. Auffällig sind die geringen Bestimmtheitsmaße in der GK 2, so daß es fraglich ist, ob sie zur Effizienzsteigerung durch die gebundenen Verfahren im Vergleich zur ungebundenen Schätzung ausreichen. Dieser Frage wird im Kap. 10. nachgegangen.

Die Variable U_{t-1} hat überraschenderweise einen geringfügig kleineren Erklärungswert als die Variable U_t . Die Modelle (9.2) und (9.3) sind als gleichwertig anzusehen, weil die Variablen U_t und U_{t-1} miteinander hoch korreliert sind (Vgl. Tab. A3, A4, A5).

$\hat{\alpha}$ ist im Verhältnis zur geschätzten Standardabweichung in einigen Fällen recht groß, so daß an die Anwendung der Regressionssschätzung gedacht werden muß. Große Abweichungen der Regressionsgerade vom Ursprung sind insbesondere bei I_{t-1} festzustellen, wo im Untersuchungszeitraum das mittlere $|\hat{\alpha}|/\hat{\sigma}_{\alpha}$ z.B. in der GK2 3,7 beträgt. Kleinste Abweichungen vom Ursprung weist die Beschäftigtenzahl auf (mittleres $|\hat{\alpha}|/\hat{\sigma}_{\alpha} = 1,26$).

Aus der Varianz der Residuen $\hat{\sigma}_e^2$ in den einzelnen Größenklassen geht hervor, daß in Richtung oberer Größenklassen auch die Varianz zunimmt (Vgl. Tab. A3, A4, A5). Damit wird bestätigt, daß eine Abweichung von der Homoskedastizität im Sinne der Zunahme der bedingten Varianz mit der Firmengröße vorliegt. Durch die Aufteilung der Gesamtheit in Größenklassen wird die Heteroskedastizität abgeschwächt.

Die multiplen Modelle werden im folgenden anhand der Steigerung des multiplen Bestimmtheitsmaßes bewertet. Auf die in der Ökonometrie übliche Signifikanzprüfung der Parameter wird verzichtet. Auch auf die Bestimmung der isolierten Bedeutung der einzelnen Variablen, was durch das partielle Bestimmtheitsmaß gemessen werden kann, wird hier nicht Wert gelegt. Es sollen in erster Linie nicht funktionale Beziehungen bestimmt werden, sondern es soll der Wert der einzelnen Modelle zur Effizienzsteigerung durch gebundene Hochrechnungsverfahren, was im wesentlichen vom Bestimmtheitsmaß abhängt, untersucht werden.

Zu den Modellen (9.5) und (9.6):

Wegen der hohen Kollinearität zwischen den Variablen U_{t-1} und U_t ist die Zunahme des $\hat{\rho}^2$ durch die Berücksichtigung beider Variablen im Regressionsansatz nur sehr gering. Das Modell (9.5) ist daher als schlechter wie die Modelle (9.2) und (9.3) einzustufen. Vom Gesichtspunkt der Ökonometrie ist die Berücksichtigung beider Variablen in der Regressionsbeziehung wegen der hohen Kollinearität kaum zu rechtfertigen.

Die Akzeleratorvariable ($U_t - U_{t-1}$) hat einen sehr geringen Erklärungswert. Auf die Einbeziehung beider Variablen im Regressionsansatz sollte daher verzichtet werden.

Zu den Modellen (9.7), (9.9) und (9.10):

Durch das Modell (9.7) mit der zusätzlichen Variablen I_{t-1} wird im Vergleich zu (9.5) eine erhebliche Steigerung des Bestimmtheitsmaßes bewirkt. $\hat{\rho}^2$ des Modells (9.9) ist im Vergleich zu (9.7) wegen der hohen Kollinearität zwischen U_t und U_{t-1} nur wenig kleiner, was durch den Vorteil, daß nur drei statt vier Parameter geschätzt werden müssen, aufgewogen werden dürfte. Eine der Variablen U_{t-1} oder U_t des Modells (9.7) sollte daher weggelassen werden.

Durch die Hinzunahme der Variablen B_t im Modell (9.10) ist im allgemeinen nur eine geringfügige Steigerung des Bestimmtheitsmaßes zu erreichen. Der Grund hierfür ist der ähnliche Informationsgehalt der Variablen Umsatz und Beschäftigtenzahl. Das Modell (9.10) ist daher nicht zu empfehlen.

Zu dem Modell (9.8):

Die Korrelation zwischen I_t und I_{t-2} ist fast durchwegs geringer als zwischen I_t und I_{t-1} . Damit wird bestätigt, daß der Erklärungsbeitrag der Investitionen der Vorjahre um so geringer ist, je weiter das Jahr zurückliegt. Im Vergleich zu (9.4) ist durch die zusätzliche Variable I_{t-2} eine geringere Steigerung des $\hat{\rho}^2$ als durch die Variablen Umsatz oder Beschäftigtenzahl festzustellen. Ein weiterer Nachteil dieses Modells ist die Reduzierung des Stichprobenumfangs (Vgl. Tab. 7), was sich auf die Größe des Stichprobenfehlers nachteilig auswirkt. Das Modell (9.9) ist daher dem Modell (9.8) vorzuziehen.

Als Ergebnis kann festgestellt werden, daß ein Modell mit lediglich zwei Erklärungsvariablen wegen der hohen Kollinearität der zur Verfügung stehenden Variablen den Modellen mit drei oder mehr Variablen vorzuziehen ist. Die besten Schätzergebnisse versprechen zweidimensionale Modelle mit Investitionen des Vorjahres und als weitere Variable U_t, U_{t-1} oder B_t .

Zu den Modellen (9.11) bis (9.14):

Das Modell (9.11) hat ein geringes Bestimmtheitsmaß. Die Variationskoeffizienten des Investitionswachstums erreichen sehr hohe Werte (Vgl. Tab. A3, A4, A5). Bei einigen kleineren Firmen kann das Investitionswachstum sogar einen unendlich hohen Wert erreichen, wenn die Vorjahresinvestitionen null sind. Diese Variable sollte daher als Schätzvariable nicht gewählt werden.

Die Variationskoeffizienten der Variablen (I/U) bzw. (I/B) erreichen in vielen Fällen kleinere Werte als die Investitionen selbst, so daß diese Variablen als Schätzvariablen in Erwägung gezogen werden müssen. Die Erklärungsvariable Umsatzwachstum im Modell (9.12) hat einen sehr geringen Erklärungswert, so daß dieses Modell nicht in Frage kommt. Ein besseres Ergebnis verspricht das Modell (9.13), wo das Bestimmtheitsmaß wesentlich höher liegt. Es muß aber bezweifelt werden, ob diese Korrelation ausreicht, damit gebundene Verfahren zwischen der Schätzvariablen $(I/U)_t$ und der Basisvariablen $(I/U)_{t-1}$ effizienter sind als die ungebundene Schätzung. Die ungebundene Schätzung der Variablen $(I/U)_t$ entspricht der verhältnisähnlichen Schätzfunktion (6.20), deren Effizienz im Kap. 10. untersucht wird und die wegen der geringen Variabilität der Variablen $(I/U)_t$ vielversprechend erscheint.

Das Bestimmtheitsmaß des Modells (9.14) ist wegen des geringen Erklärungswerts des Umsatzwachstums nur geringfügig größer als jenes von (9.13) und das Modell daher nicht zu empfehlen.

Zu den Modellen (9.15) und (9.16):

Wie aus den Variationskoeffizienten hervorgeht, ist die Variabilität der Investitionen eines Zweijahreszeitraums in den meisten Fällen geringer als bei der Zugrundelegung eines Jahres. Dieses Ergebnis kann als die Bestätigung der Annahme, daß ein Jahr zur Messung der Investitionen ein zu geringes Intervall ist, gewertet werden. Die Bestimmtheitsmaße der Modelle

(9.15) und (9.16) sind im Mittel größer als die Maße der entsprechenden Modelle (9.2) und (9.1) des Einjahreszeitraums. Die Varianzen der Regressionsreste $\hat{\sigma}_e^2$, welche allein die Effizienz der Regressionsschätzung bestimmen, sind allerdings in allen Fällen größer (Vgl. Tab. A3, A4, A5). Mit Hilfe der Modelle (9.15) und (9.16) ist deshalb gegenüber den Modellen (9.2) und (9.1) kein Effizienzgewinn zu erzielen.

Die Regressionsbeziehungen ändern sich im Zeitverlauf und von Größenklasse zu Größenklasse nicht nur quantitativ, sondern auch qualitativ. Eine Stabilität der Beziehungen in diesem zweifachen Sinne ist nicht vorhanden. Die hier gemachten Aussagen beziehen sich daher auf das Mittel des Untersuchungszeitraums. Die Verhältnisse können sich von einem Jahr zum anderen stark verändern, so daß die Effizienz der Schätzverfahren jedes Jahr neu abgeschätzt werden muß.

10. Beurteilung der Effizienz anhand des Mittleren Quadratischen Fehlers (MSE)

10.1. Untersuchte Schätzfunktionen

Im vorigen Kapitel wurde eine Reihe von Regressionsbeziehungen daraufhin untersucht, ob sie zur Effizienzsteigerung durch gebundene Schätzverfahren geeignet sind. Bei dieser Untersuchung schied ein Teil der Modelle aus. Es wurde festgestellt, daß Regressionsschätzungen im Vergleich zu Verhältnisschätzungen zu einer Effizienzsteigerung führen könnten. Das Ausmaß dieses Effizienzgewinns soll nun für die endliche Grundgesamtheit bestimmt werden. Es soll insbesondere auch die Effizienz der mehrdimensionalen Regressionsschätzungen im Vergleich zu mehrdimensionalen Verhältnisschätzungen bestimmt werden. Wegen der geringen Variationskoeffizienten der Investitionsquote bzw. -intensität erscheint die Anwendung verhältnisähnlicher Schätzfunktionen vorteilhaft, weshalb auch ihre Effizienz abgeschätzt wird. Weiterhin wird die separate Verhältnisschätzung mit der ungeschichteten Form verglichen, zumal die letztere vom Ifo-Institut ebenfalls angewandt wird.

Die Effizienz der Schätzverfahren wird anhand der im Kap. 6. angegebenen Formeln abgeschätzt. Hierzu wird angenommen, daß die Strukturen der Grundgesamtheit und der Stichprobe übereinstimmen und

die Ziehung nach dem SRS-Verfahren ohne Zurücklegen aus einer geschichteten bzw. ungeschichteten Grundgesamtheit erfolgt.¹⁾

Der Umfang der Grundgesamtheit und der Beschäftigtengrößenklassen wird aus den amtlichen Veröffentlichungen für Betriebe entnommen.

Die separate Bestimmung der Effizienz in den einzelnen Größenklassen läßt eine größenklassenspezifische Bewertung der Verfahren zu.

1) Bezüglich des Problems, MSE als Bewertungskriterium heranzuziehen, vgl. Kap. 7.

Bei der Berechnung der MSE der Verhältnis- und Regressions-schätzungen wurde angenommen, daß die Verzerrung zu vernachlässigen ist.¹⁾ Da die Stichprobenumfänge in den Größenklassen 2 und 3 über den in der Literatur angegebenen Grenzen liegen²⁾, kann in diesen Klassen die Verzerrung am ehesten vernachlässigt werden. Eine gewisse Verzerrungsgefahr liegt in der GK 4 mit kleineren Stichprobenumfängen vor. Die Verzerrung der gewöhnlichen Verhältnisschätzung mit dem Basismerkmal Umsatz wurde daher in der GK 4 gemäß der Näherungsformel (6.11) abgeschätzt und mit dem Zielwert in Beziehung gesetzt (relative Verzerrung). Aus dem Ergebnis (Vgl. Tab. 4) ist ersichtlich, daß auch in dieser Größenklasse die Verzerrung bei der Berechnung des MSE vernachlässigbar ist. Die erheblichen Verzerrungen der verhältnisähnlichen Schätzfunktion (6.20) müssen allerdings berücksichtigt werden.

Tab. 4

Relative Verzerrung ($b/\bar{I}_N$) von (10.3) in der GK 4

Jahr	64	65	66	67	68	69	70	71	72
Rel. Verzerrung in%	0,06	0,8	-0,2	0,1	0,1	0,2	0,6	0,008	0,08

Bei der Annahme der geschichteten Grundgesamtheit wurde die Varianz bzw. MSE gemäß (6.54) berechnet.

-
- 1) Untersuchungen zu dieser Annahme werden im Kap. 11. durchgeführt.
 2) Vgl. dazu Kap. 6.3.2.1. und 6.3.2.4.

MSE folgender Verfahren wurde berechnet:

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} \bar{I}_{n_h} \quad (10.1)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{\bar{I}_{n_h}}{\bar{B}_{n_h}} \bar{B}_{N_h} \quad (10.2)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{\bar{I}_{n_h}}{\bar{U}_{n_h}} \bar{U}_{N_h} \quad (10.3)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{\bar{I}_{n_h}}{\bar{I}_{t-1, n_h}} \bar{I}_{t-1, N_h} \quad (10.4)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{\bar{B}_{N_h}}{n_h} \sum_{i=1}^{i=n_h} \frac{I_i}{\bar{B}_i} \quad (10.5)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{\bar{U}_{N_h}}{n_h} \sum_{i=1}^{i=n_h} \frac{I_i}{U_i} \quad (10.6)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} (\bar{I}_{n_h} + \hat{\beta}_h (\bar{B}_{N_h} - \bar{B}_{n_h})) \quad (10.7)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} (\bar{I}_{n_h} + \hat{\beta}_h (\bar{U}_{N_h} - \bar{U}_{n_h})) \quad (10.8)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} (\bar{I}_{n_h} + \hat{\beta}_h (\bar{I}_{t-1, N_h} - \bar{I}_{t-1, n_h})) \quad (10.9)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} (w_{1h} \frac{\bar{I}_{n_h}}{\bar{U}_{n_h}} \bar{U}_N + w_{2h} \frac{\bar{I}_{n_h}}{\bar{I}_{t-1, n_h}} \bar{I}_{t-1, N}) \quad (10.10)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} (w_{1h} \frac{\bar{I}_{nh}}{\bar{U}_{nh}} \bar{U}_{Nh} + w_{2h} \frac{\bar{I}_{nh}}{\bar{B}_{nh}} \bar{B}_{Nh}) \quad (10.11)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} (\bar{I}_{nh} + \hat{\beta}_{1h} (\bar{U}_{Nh} - \bar{U}_{nh}) + \hat{\beta}_{2h} (\bar{I}_{t-1, Nh} - \bar{I}_{t-1, nh})) \quad (10.12)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} (\bar{I}_{nh} + \hat{\beta}_{1h} (\bar{U}_{Nh} - \bar{U}_{nh}) + \hat{\beta}_{2h} (\bar{B}_{Nh} - \bar{B}_{nh})) \quad (10.13)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{\bar{I}_n}{\bar{B}_n} \bar{B}_N \quad (10.14)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{\bar{I}_n}{\bar{U}_n} \bar{U}_N \quad (10.15)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{\bar{I}_n}{\bar{I}_{t-1, n}} \bar{I}_{t-1, N} \quad (10.16)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} \frac{I_i}{B_i} \bar{B}_N \quad (10.17)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} \frac{I_i}{U_i} \bar{U}_N \quad (10.18)$$

10.2. Ergebnisse

Die Ergebnisse sind in den Tab. A7 bis A10 dargestellt. Berechnet wurde für jedes Jahr die Effizienz nach der Definition (6.1) im Vergleich zur freien Hochrechnung. Wie aus den Tabellen zu ersehen ist, sind die Unterschiede in den einzelnen Jahren erheblich, so daß die Effizienz jedes Jahr vor der Hochrechnung abgeschätzt werden müßte. Im folgenden werden die Verfahren im Mittel des Untersuchungszeitraums bewertet.

Wie der Tab. A7 zu entnehmen ist, ist die Effizienz der Verhältnisschätzungen (10.2), (10.3) und (10.4) in der GK 2 gering. Das heißt, daß in dieser Größenklasse die vom Ifo-Institut bisher angewandten Schätzverfahren im Vergleich zur einfachen Mittelwertschätzung vom Gesichtspunkt des "Zufallsfehlers" nicht wesentlich günstiger sind. Die Variable I_{t-1} liegt im Mittel sogar unter der Effizienz der einfachen Hochrechnung. Daß auch in dieser Größenklasse die Verhältnisschätzung der einfachen Hochrechnung vorzuziehen ist, hängt mit der Reduzierung des systematischen Fehlers zusammen. Einerseits wird durch die Verhältnisschätzung die Auswahlverzerrung zum großen Teil eliminiert¹⁾. Andererseits wird die systematische Komponente, welche durch die Nichtübereinstimmung der Ziel- und der Auswahlgesamtheit bedingt ist, vermindert²⁾.

In der GK 2 ist die effizienteste Basisvariable bei der einfachen Verhältnisschätzung der Umsatz, während in den Größenklassen 3 und 4 die Schätzung mit I_{t-1} den geringsten "Zufallsfehler" verspricht. Insgesamt ist die beste Basisvariable der Umsatz mit einem 11%igen Effizienzgewinn gegenüber der Schätzung mit der Beschäftigtenzahl (Vgl. Tab. A10). Bemerkenswert sind die großen Schwankungen in der Effizienz der Variablen I_{t-1} . Die Güte der auf dieser Basisvariablen basierenden Verhältnisschätzung ist im Zeitverlauf nicht stabil, so daß vor ihrer Anwendung die Effizienz abgeschätzt werden sollte.

Die verhältnisähnliche Schätzfunktion mit der Basisvariablen Beschäftigtenzahl (10.5) ist in allen Größenklassen schlechter

1) Im Kap. 11. wird gezeigt, daß die einfache Verhältnisschätzung die Auswahlverzerrung gut reduzieren kann.

2) Vgl. dazu Kap. 13.

als die einfache Verhältnisschätzung (10.2). Sie weist außerdem im Zeitverlauf größere Güteunterschiede auf, so daß die einfache Verhältnisschätzung diesem Verfahren vorzuziehen ist. Die verhältnisähnliche Schätzfunktion mit der Basisvariablen Umsatz (10.6) ist nur in der GK 3 besser als die einfache Verhältnisschätzung. Der Unterschied ist hier jedoch geringer. In einigen Jahren ist die Funktion (10.6) effizienter als (10.3), so daß ihre Anwendung bei der Investitionshochrechnung erwogen werden muß. Das schlechte Abschneiden der verhältnisähnlichen Schätzfunktionen ist vorwiegend durch die großen Verzerrungen bedingt.

Durch die Regressionsschätzungen mit den Variablen Umsatz (10.7) und Beschäftigtenzahl (10.8) ist eine geringe mittlere MSE-Verminderung im Vergleich zu den einfachen Verhältnisschätzungen zu verzeichnen (bei (10.7) 4% und bei (10.8) 3%). In den einzelnen Jahren können jedoch größere Unterschiede auftreten. Da durch die Näherungsgleichungen zur Berechnung der Varianzen die tatsächliche Varianz der Regressionsschätzung vermutlich wesentlich stärker unterschätzt wird als jene der Verhältnisschätzung¹⁾, ist es zweifelhaft, ob bei den Variablen Beschäftigtenzahl und Umsatz durch die Regressionsschätzung im Vergleich zur Verhältnisschätzung ein Effizienzgewinn zu erzielen ist. Anders verhält es sich bei der Variablen I_{t-1} , wo durch die Regressionsschätzung ein durchschnittlicher, näherungsweise bestimmter Effizienzgewinn von 24 % im Vergleich zur Verhältnisschätzung zu verzeichnen ist, weil hier die Regressionsgerade stark vom Ursprung abweicht. Hier dürfte die Regressionsschätzung zumindest nicht schlechtere Resultate als die Verhältnisschätzung liefern. Im Mittel sind mit der Variablen I_{t-1} effizienteste Regressionsschätzungen zu erzielen.

Durch die Hinzunahme der Variablen I_{t-1} zu U_t im Rahmen einer zweidimensionalen Verhältnisschätzung (10.10) ist gegenüber dem eindimensionalen Verfahren (10.3) eine 27%ige Effizienzsteigerung zu erreichen. Eine besonders hohe Steigerung läßt

1) Dieser Frage wird im Kap. 11. nachgegangen.

sich in der GK 4 feststellen. Bei der Varianzberechnung des Verfahrens (10.10) wurde allerdings vorausgesetzt, daß die Gewichte optimal bestimmt werden. In der Praxis müssen sie aber aus früheren Erhebungen oder aus der Stichprobe geschätzt werden, wodurch die Effizienz vermindert wird. Wie hoch der Effizienzverlust ist, wenn die Gewichte aus der Stichprobe geschätzt werden, kann nur anhand der Simulation festgestellt werden, weil entsprechende Näherungsformeln nicht vorhanden sind¹⁾.

Durch die Hinzunahme der Beschäftigtenzahl als zweite Variable in (10.11) ist gegenüber (10.3) nur eine geringe MSE-Reduzierung zu erreichen. Im Vergleich zur einfachen Verhältnisschätzung mit der "schlechteren" Variablen B_t ist jedoch eine 17%ige Effizienzsteigerung festzustellen. Die zweidimensionale Verhältnisschätzung mit den Basisvariablen Umsatz und Beschäftigtenzahl könnte daher nennenswert bessere Resultate als die einfache Verhältnisschätzung mit der "schlechteren" Variablen liefern, wenn durch die Näherungsformel (8.30) die Varianz nicht zu stark unterschätzt wird. Der Effizienzgewinn durch (10.11) ist im Vergleich zu (10.3) wegen des ähnlichen Informationsgehaltes von Umsatz und Beschäftigtenzahl²⁾ wesentlich geringer als bei der Berücksichtigung der Investitionen des Vorjahres als zusätzliche Variable.

Durch die zweidimensionale Regressionsschätzung mit U_t und I_{t-1} (10.12) ist im Vergleich zur entsprechenden zweidimensionalen Verhältnisschätzung mit optimalen Gewichten (10.10) eine mittlere Effizienzsteigerung von 4% festzustellen. Diese Schätzfunktion ist das beste der hier untersuchten Verfahren. MSE der Regressionsschätzung mit U_t und B_t (10.13) ist im Vergleich zur entsprechenden Verhältnisschätzung (10.11) um lediglich 2% geringer. Im Rahmen der Simulationsuntersuchungen muß geklärt werden, ob durch die Näherungsformeln die tatsächliche Effizienz gut geschätzt wird. In diesem Falle wären die mehrdimensionalen Regressions- und Verhältnisschätzungen etwa gleichwertig.

1) Vgl. Kap. 11.

2) Vgl. Kap. 10.

Die bei der IT-Hochrechnung ebenfalls angewandten Verfahren (10.14) und (10.15) sind im Vergleich zu separaten Verhältnisschätzungen (10.2) und (10.3) wesentlich weniger wirksam. Der wichtigste Grund hierfür ist die starke Reduzierung der Streuung der Investitionen durch die Größenklassenaufteilung. Die Schätzfunktionen (10.14) und (10.15) sollten daher schon aus diesem Grund nicht angewandt werden¹⁾. Dasselbe ungünstige Verhalten zeigen auch die verhältnisähnlichen Verfahren (10.17) und (10.18), deren Effizienz insbesondere wegen der hohen Verzerrung gering ist.

Im nächsten Abschnitt wird untersucht, inwieweit die hier mit Hilfe von Näherungsformeln gewonnenen Ergebnisse in Wirklichkeit zutreffen.

1) Andere Gründe werden unter 13. angeführt.

11. Monte-Carlo-Simulationsstudien

11.1. Aufgabenstellung

Für eine Reihe von Schätzverfahren liegen nur Näherungsgleichungen für die Varianz und Verzerrung vor¹⁾. Für andere Verfahren existieren keine quantitativen Angaben über die Güte der Schätzung²⁾. Die Näherungsgleichungen können in der Regel nur bei sehr großen Stichprobenumfängen unbedenklich angewandt werden. Der erforderliche Stichprobenumfang wird in einigen Fällen als Faustregel angegeben. Die Besonderheiten der Struktur der Grundgesamtheit beeinflussen in starkem Maße die Größe des durch die Näherungsgleichungen bedingten Fehlers. Die Investitionshochrechnungen basieren oft auf kleinen (bis ca. 20 Firmen) und mittleren (bis ca. 80 Firmen) Stichproben. Die Merkmale weisen eine bedeutende Schiefe auf und sind mit extremen Werten behaftet. Es war daher wichtig, für diese in der Praxis häufig vorkommenden Stichprobenumfänge und die natürlichen Gesamtheiten zu untersuchen, wie gut die im Kap. 10. angewandten Näherungsformeln die tatsächlichen Parameter der Schätzvariablen annähern. Die Güte der Schätzverfahren, für die keine Formeln vorliegen, kann nur anhand der Simulation beurteilt werden.

Folgende Fragen mußten beantwortet werden:

- a) Aus den Näherungsgleichungen für die Varianzen der Regressions- und der Verhältnisschätzung folgt, daß die Regressionsschätzung, gemessen an Varianz, nicht schlechter als die Verhältnisschätzung sein kann. Die Abweichung ist um so größer, je stärker die Regressionsgerade vom Ursprung abweicht. Da bei der Investitionshochrechnung die Regressionsgeraden zum Teil erheblich vom Ursprung abweichen, wäre nach diesen Näherungsformeln mit Hilfe der Regressionsschätzung ein Effizienzgewinn erreichbar³⁾.

Cochran⁴⁾ gibt als Voraussetzung für die Anwendbarkeit der Varianzformel der Verhältnisschätzung (6.10) für die Variations-

1) So z. B. für die Verhältnis- und Regressionsschätzung.

2) Siehe mehrdimensionale Verhältnisschätzung mit aus der Stichprobe berechneten Gewichten (6.27) oder die Näherung der Horvitz-Thompson-Schätzfunktion (6.50).

3) Vgl. z.B. die Erklärungsvariable I_{t-1} in Tab. A10.

4) Vgl. Cochran, W.G.: a.a.O., S. 189ff.

koeffizienten von $\bar{y}_n$ und $\bar{x}_n$ als Höchstbetrag 0,1 und für den erforderlichen Stichprobenumfang 30 an. Die Größe der Verzerrung ist unter anderem von der Abweichung der Regressionsgerade vom Ursprung abhängig. Für die Vernachlässigbarkeit der Verzerrung gibt er für V_x als obere Grenze 0,1 an. Da bei der Investitionshochrechnung diese Zahlen zum Teil erheblich überschritten werden, mußte mit Hilfe der Simulation festgestellt werden, welche Fehler durch die Anwendung der Näherungsformeln entstehen können.

Die Größe des durch die Näherungsgleichungen für die Varianz der Regressionsschätzung (6.34) bedingten Fehlers ist maßgeblich von der Schiefe bzw. dem Exzeß der Verteilung der Erklärungsvariablen abhängig¹⁾. Die bei der Investitionshochrechnung benutzten Merkmale weisen eine erhebliche positive Schiefe auf (Vgl. Abb. A11 bis A13), was sehr hohe Werte dieser Momente zur Folge hat. Die Verteilungen können am ehesten durch die log Normalverteilung oder die Gammaverteilung angenähert werden. Die Merkmale sind außerdem mit erheblichen Extremwerten behaftet. Die Kleinste-Quadrate-Schätzung reagiert auf Extremwerte sehr empfindlich, weil sie auf den Verlauf der Regressionsgerade einen starken Einfluß ausüben. In der Abb. A15 ist deutlich zu erkennen, wie sich der Verlauf der Regressionsgerade nach der Bereinigung von den Extremwerten verändert. Diese Gründe ließen ein nachteiliges Verhalten der Regressionsschätzung erwarten, was bei kleinen und mittleren Stichprobenumfängen mit Hilfe der Simulation überprüft werden mußte.

) Aus der Näherungsgleichung (6.41) für die Varianz der mehrdimensionalen Regressionsschätzung ergibt sich, daß die Effizienz mit der Zunahme der Erklärungsvariablen steigen muß. Bei hinreichender Genauigkeit dieser Formel könnte man mehrdimensionale Regressionsschätzungen, aufbauend auf mikroökonomischen Investitionsfunktionen, auch dann unbedenklich anwenden, wenn eine nur geringe Zunahme des multiplen Bestimmtheitsmaßes zu verzeichnen ist. Es ist jedoch denkbar, daß bei endlichen Gesamtheiten die Kollinearität zwischen den Erklärungsvariablen zu einem Absinken der Effizienz führen kann. Da für kleinere und mittlere Stichprobenumfänge der Effizienzgewinn dieser Schätzung gegenüber der einfachen Regressionsschätzung theoretisch

1) Vgl. Cochran, W.G.: a.a.O., S. 234f.

nicht nachzuweisen ist, muß im Hinblick auf die besondere Empfindlichkeit der Regressionsschätzung die Wirksamkeit der mehrdimensionalen Form mit Hilfe der Simulation getestet werden.

- c) Die Effizienz der mehrdimensionalen Verhältnisschätzung steigt bei großen Stichprobenumfängen und optimal bestimmten Gewichten mit der Zunahme der Basisvariablen¹⁾. Es interessierte, ob auch bei kleineren Stichprobenumfängen die Wirksamkeit zunimmt.

Da die optimalen Gewichte in der Praxis nicht bekannt sind, sondern aus früheren Erhebungen oder aus der Stichprobe geschätzt werden müssen, mußte festgestellt werden, ob die Abweichung von optimalen Gewichten erhebliche Effizienzminderungen zur Folge hat. Von besonderem Interesse waren die Gewichte $W_1 = W_2 = 1/2$, weil auf diese Weise ein Mittelwert der bisherigen Schätzfunktionen (10.2) und (10.3) gebildet werden kann. Diese Schätzfunktion wird in vielen Fällen bei der Investitionsschätzung vom Ifo-Institut angewandt²⁾. Hinsichtlich der Effizienz der Schätzfunktion mit aus der Stichprobe berechneten Gewichten sind keinerlei theoretische Angaben vorhanden, weshalb sie anhand der Simulation festgestellt werden muß. Wegen eines möglichen Einsatzes der mehrdimensionalen Verhältnisschätzung bei der Investitionshochrechnung mußten diese zwei Formen verglichen werden.

Von besonderem Interesse war der Vergleich zwischen der mehrdimensionalen Verhältnis- und Regressionsschätzung. Aus den Näherungsformeln folgt, daß die Regressionsschätzung nicht schlechter als die Verhältnisschätzung mit den optimalen Gewichten sein kann.

- d) Für die Effizienz der Verhältnis- und der Regressionsschätzung ist der Verlauf der bedingten Varianz $\text{Var}(y|x)$ in Abhängigkeit von der Erklärungsvariablen x von Bedeutung³⁾. Bei Strukturuntersuchungen des IT-Datenmaterials wurde festgestellt, daß die Varianz in vielen Fällen linear oder quadratisch anzusteigen

1) Vgl. Kap. 6.3.2.3.

2) Vgl. Bonhoeffer, F.O. u. Streck, W.R.: a.a.O., S. 92.

3) Vgl. Kap. 6.3.2.1. und 6.3.2.4.

scheint¹⁾. Beim linearen Anstieg und einer nahe am Ursprung verlaufenden Regressionsgeraden dürfte die Verhältnisschätzung optimale Resultate liefern. Bei einem eher quadratischen Anstieg dürfte die verhältnisähnliche Schätzfunktion (6.20) besser als die einfache Verhältnisschätzung sein. Falls die Regressionsgerade nicht nahe am Nullpunkt verläuft und die Varianz quadratisch ansteigt sollte die Regressionsschätzung (6.37) eingesetzt werden.

Die verzerrungsfreie Verhältnisschätzung von Hartley u. Ross (6.23) sollte bei Gefahr größerer Verzerrungen der einfachen Verhältnisschätzung angewandt werden. Sie hat bei großen n kleinere Varianz als die Verhältnisschätzung, wenn der Regressionskoeffizient β der Grundgesamtheit näher an $\bar{R}$ als an $\bar{Y}/\bar{X}$ liegt²⁾.

Die Beurteilung des Verlaufs der bedingten Varianz kann anhand des $y/x, x$ -Korrelationsdiagramms erfolgen³⁾. In den Fällen mit $\text{Var}(y|x) = \lambda$ bzw. $\text{Var}(y|x) = \lambda x$ muß $\text{Var}(y/x|x)$ mit x abfallen. Im Falle $\text{Var}(y|x) = \lambda x^2$ muß $\text{Var}(y/x|x)$ konstant sein.

- e) Wie im Abschnitt 8. gezeigt wurde, sollte innerhalb der Größenklassen von dem PPS-Auswahlverfahren ohne Zurücklegen ausgegangen werden. Da die Horwitz-Thompson-Schätzfunktion (6.46) nicht praktikabel ist, muß ihre Näherung (6.50) angewandt werden. Über die Größe der Verzerrung und der Varianz dieser Schätzfunktion ist nichts bekannt. In der Literatur⁴⁾ wurde davon ausgegangen, daß die Verzerrung dieser Funktion vernachlässigbar ist. Mit Hilfe der Simulation mußte diese Annahme überprüft werden und die Effizienz bestimmt werden. Von weiterem Interesse war das Verhalten der auf dieser Schätzfunktion aufgebauten Verhältnisschätzung (6.32), hinsichtlich derer Effizienz ebensowenig theoretische Angaben vorhanden sind.

Die Schätzfunktionen (6.50) und (6.52) haben schwerwiegende Nachteile. Ihr Verhalten ist nicht kontrollierbar und sie sind kompliziert. Es stellte sich daher die Frage, ob man mit den we-

1) Vgl. Abb. A16 und Kap. 9.

2) Vgl. Goodman, L.A. u. Hartley, H.O.: a.a.O., S.497.

3) Vgl. Ebd., S.491ff.

4) Vgl. Vermetten, J.B. u. van Beeck, J.G.: a.a.O., S.1ff.

sentlich einfacheren, für die SRS-Auswahl entwickelten Schätzfunktionen unter Umständen hinreichend genaue Schätzungen erzielen kann. Mit Hilfe der Simulation kann die Frage geklärt werden, wie sich die für die SRS-Auswahl entwickelte gewöhnliche Regressions- und Verhältnisschätzung bei einer verzerrenden Auswahl, welche beim Investitionstest vorliegt, bewähren. Da sich die Wahrscheinlichkeiten nP_i und Π_i mitunter auch bei größeren Auswahlssätzen nicht erheblich unterscheiden, könnte die für die PPS WR-Auswahl entwickelte Schätzfunktion (6.42) auch beim Ziehen ohne Zurücklegen ein günstiges Verhalten zeigen. In diesem Falle könnte man (6.50) und (6.52) durch diese einfachere Schätzfunktion ersetzen.

11.2. Das Simulationsmaterial

In den einzelnen Größenklassen herrschen verschiedene Verhältnisse, die sich auf die Effizienz der Verfahren auswirken können. Die Größenklassen 2 und 3 sind größer und die Hochrechnungen basieren hier auf mittleren bis großen Stichprobenumfängen. Die Größenklasse 4 hat in der Regel einen kleinen Umfang. Sie besteht beispielsweise in der hier untersuchten EBM-Industrie aus ca. 40 Firmen, wobei der Stichprobenumfang bei 20 liegt. Außerdem sind größenklassenspezifische Strukturunterschiede vorhanden; der Korrelationskoeffizient steigt beispielsweise in Richtung oberer Klassen und die GK 4 ist bezüglich der Erklärungsvariablen mit größten Extremwerten behaftet. Der Simulation wurden daher zwei Grundgesamtheiten zugrundegelegt. Die Gesamtheit G 1 besteht aus den Firmen der Größenklassen 2 und 3 und die Gesamtheit G 2 aus denjenigen der GK 4. In beiden Fällen wurden lediglich Firmen ausgewählt, die in zwei aufeinanderfolgenden Jahren an der Erhebung teilgenommen haben (bereinigter Berichtskreis). So ist es möglich, ein zusätzliches Merkmal, die Investitionen zwei Jahre vor dem Untersuchungsjahr t , I_{t-2} , in die Untersuchung einzubeziehen. Um realitätsnahe Grundgesamtheits- und Stichprobenumfänge simulieren zu können, wurden die Daten der Erhebungen beider Jahre zusammengelegt. Damit sich auf diese Weise die Struktur nicht zu stark verändert, wurden zwei sich konjunkturell nicht sehr unterscheidende Erhebungsjahre 1972 und 1973 ausgewählt. Die Parameter der Ge-

samtheiten G 1 und G 2 sind in den Tab. A11 und A12 dargestellt. In den Abb. A17 bis A20 sind Korrelationsdiagramme für einige Erklärungsmerkmale aufgezeichnet. Bei PPS WOR-Simulationen wurde außerdem eine dritte Grundgesamtheit untersucht, die aus allen an der Erhebung 1965 teilnehmenden Firmen der Größenklassen 2 und 3 besteht. Aus der G 1 wurden 20 und 50, aus der G 2 20 und aus der G 3 17 Einheiten gezogen.

Die Simulation besteht darin, daß mit Hilfe des Zufallszahlengenerators Stichproben nach dem SRS WOR- bzw. PPS WOR-Auswahlverfahren gezogen werden. Jeder Stichprobe wird ein nach der zu untersuchenden Schätzfunktion berechneter Schätzwert zugeordnet. Dieser Vorgang wird oft wiederholt und durch den Mittelwert und die Streuung dieser Simulationsstichprobe eine Näherung für den Erwartungswert bzw. die Varianz der tatsächlichen Schätzverteilung gewonnen. Es stellte sich heraus, daß ca. 2500 Stichproben gezogen werden müssen, um eine hinreichend gute Näherung der Parameter, insbesondere der Varianz, zu gewinnen. Die Genauigkeit kann anhand des Vergleichs mit den genau bestimmbaren Parametern überprüft werden. Die größten Fehler betrugen hierbei ca. 1%. Diese Abweichung ist durch die Größe der Simulationsstichprobe, numerische Fehler sowie Fehler, die durch die Mängel des Zufallszahlengenerators (Pseudozufallszahlen!) verursacht werden, bedingt. Eine Konvergenz in dem Sinne, daß mit weiterer Erhöhung des Stichprobenumfangs die Schätzwerte gegen die wahren Parameter konvergieren, kann daher nicht erwartet werden. Eine weitere Erhöhung des Stichprobenumfangs, durch welche die Rechenzeit stark zunimmt, ist deshalb nicht sinnvoll.

Das Ziehen mit Auswahlwahrscheinlichkeiten, welche der Größe der Erhebungseinheit, hier gemessen durch den Umsatz, in jeder Ziehungsstufe proportional sind und ohne Zurücklegen ist besonders rechenaufwendig. Ein Abschnitt des zugehörigen FORTRAN-Programms für die TR 440-Anlage ist in der Abb. A21 dargestellt. Nach jeder Ziehung müssen die Auswahlwahrscheinlichkeiten $w_{i,k} = U_i / U_k$ der Erhebungseinheit i bei k -ter Ziehung neu bestimmt werden. U_k = Summe der Umsätze der nach der $(k-1)$ -ter Ziehung verbliebenen Elemente.

11.3. Untersuchte Schätzfunktionen

Folgende Schätzfunktionen wurden bei der SRS WOR-Auswahl getestet:

$$\hat{\bar{I}}_N = \bar{I}_n \quad (11.1)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{\bar{I}_n}{\bar{U}_n} \bar{U}_N \quad (11.2)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{\bar{I}_n}{\bar{I}_{t-1,n}} \bar{I}_{t-1,N} \quad (11.3)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{\bar{I}_n}{\bar{U}_{t-1,n}} \bar{U}_{t-1,N} \quad (11.4)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{\bar{I}_n}{\bar{B}_n} \bar{B}_N \quad (11.5)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{I_i}{U_i} \bar{U}_N \quad (11.6)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{I_i}{U_i} \bar{U}_N + \frac{n(N-1)}{(n-1)} \left(\bar{I}_n - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{I_i}{U_i} \bar{U}_n \right) \quad (11.7)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = w_1 \frac{\bar{I}_n}{\bar{U}_n} \bar{U}_N + w_2 \frac{\bar{I}_n}{\bar{I}_{t-1,n}} \bar{I}_{t-1,N}; \quad \begin{array}{l} G \ 1: w_1=1,04; w_2=-0,44 \\ G \ 2: w_1=0,34; w_2=0,66 \end{array} \quad (11.8)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = w_1 \frac{\bar{I}_n}{\bar{U}_n} \bar{U}_N + w_2 \frac{\bar{I}_n}{\bar{B}_n} \bar{B}_N; \quad \begin{array}{l} G \ 1: w_1=1,44; w_2=-0,44 \\ G \ 2: w_1=0,76; w_2=0,24 \end{array} \quad (11.9)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = w_1 \frac{\bar{I}_n}{\bar{U}_n} \bar{U}_N + w_2 \frac{\bar{I}_n}{\bar{I}_{t-1,n}} \bar{I}_{t-1,N} \quad (11.10)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = w_1 \frac{\bar{I}_n}{\bar{U}_n} \bar{U}_N + w_2 \frac{\bar{I}_n}{\bar{B}_n} \bar{B}_N \quad (11.11)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{1}{2} \frac{\bar{I}_n}{\bar{U}_n} \bar{U}_N + \frac{1}{2} \frac{\bar{I}_n}{\bar{I}_{t-1,n}} \bar{I}_{t-1,N} \quad (11.12)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{1}{2} \frac{\bar{I}_N}{\bar{U}_N} \bar{U}_N + \frac{1}{2} \frac{\bar{I}_N}{\bar{B}_N} \bar{B}_N \quad (11.13)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \bar{I}_N + \hat{\beta}(\bar{U}_N - \bar{U}_n) \quad (11.14)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \bar{I}_n + \hat{\beta}(\bar{I}_{t-1,N} - \bar{I}_{t-1,n}) \quad (11.15)$$

$$\bar{I}_N = \bar{I}_n + \hat{\beta}(\bar{U}_{t-1,N} - \bar{U}_{t-1,n}) \quad (11.16)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \bar{I}_n + \hat{\beta}(\bar{B}_N - \bar{B}_n) \quad (11.17)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \bar{I}_n + \hat{\beta}(\bar{U}_N - \bar{U}_n); \beta \text{ aus (6.36) geschätzt} \quad (11.18)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \bar{I}_n + (\bar{I}_{t-1,N} - \bar{I}_{t-1,n}) \quad (11.19)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \bar{I}_n + \hat{\beta}_1(\bar{U}_{t-1,N} - \bar{U}_{t-1,n}) + \hat{\beta}_2(\bar{U}_N - \bar{U}_n) \quad (11.20)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \bar{I}_n + \hat{\beta}_1(\bar{U}_N - \bar{U}_n) + \hat{\beta}_2(\bar{I}_{t-1,N} - \bar{I}_{t-1,n}) \quad (11.21)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \bar{I}_n + \hat{\beta}_1(\bar{U}_N - \bar{U}_n) + \hat{\beta}_2(\bar{B}_N - \bar{B}_n) \quad (11.22)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \bar{I}_n + \hat{\beta}_1(\bar{U}_{t-1,N} - \bar{U}_{t-1,n}) + \hat{\beta}_2(\bar{I}_{t-1,N} - \bar{I}_{t-1,n}) \quad (11.23)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \bar{I}_n + \hat{\beta}_1(\bar{I}_{t-1,N} - \bar{I}_{t-1,n}) + \hat{\beta}_2(\bar{I}_{t-2,N} - \bar{I}_{t-2,n}) \quad (11.24)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \bar{I}_n + \hat{\beta}_1(\bar{U}_N - \bar{U}_n) + \hat{\beta}_2(\bar{I}_{t-1,N} - \bar{I}_{t-1,n}) +$$

$$+ \hat{\beta}_3(\bar{B}_N - \bar{B}_n)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \bar{I}_n + \hat{\beta}_1(\bar{U}_N - \bar{U}_n) + \hat{\beta}_2(\bar{U}_{t-1,N} - \bar{U}_{t-1,n}) +$$

$$+ \hat{\beta}_3(\bar{I}_{t-1,N} - \bar{I}_{t-1,n})$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \bar{I}_n + \hat{\beta}_1(\bar{U}_{t-1,N} - \bar{U}_{t-1,n}) + \hat{\beta}_2(\bar{B}_N - \bar{B}_n) +$$

$$+ \hat{\beta}_3(\bar{I}_{t-1,N} - \bar{I}_{t-1,n}) \quad (11.27)$$

Bei den Verfahren (11.2) bis (11.7) handelt es sich um die gewöhnliche Verhältnisschätzung (6.8) bzw. verhältnisähnliche Schätzfunktionen (6.20) und (6.23) mit einer Basisvariablen. Die Verzerrung und Varianz der Verhältnisschätzung wurden nach (6.9) und (6.10), von (11.6) nach (6.21) und (6.22) und die Varianz von (11.7) nach der Näherungsgleichung (6.24) berechnet.

Die Verfahren (11.8) bis (11.13) sind zweidimensionale Verhältnisschätzungen. (11.8) und (11.9) benutzen optimale, (11.10) und (11.11) aus der Stichprobe geschätzte und (11.12) und (11.13) von den optimalen abweichende Gewichte. Die Varianzen wurden nach (6.28) berechnet.

(11.14) bis (11.17) sind gewöhnliche Regressionsschätzungen (6.33) mit einer Erklärungsvariablen. Ihre Varianz wurde nach (6.34) näherungsweise bestimmt. Beim Verfahren (11.18) handelt es sich um die modifizierte Regressionsschätzung (6.37) und bei (11.19) um die Differenzenschätzung mit dem Koeffizienten $\hat{\beta}=1$.

Die Schätzfunktionen (11.20) bis (11.24) sind zweidimensionale und (11.25) bis (11.27) dreidimensionale Regressionsschätzungen (6.39). Ihre Varianzen wurden nach der Näherungsformel (6.41) berechnet.

Bei der PPU WOR-Auswahl wurden die für die SRS-Auswahl entwickelten Funktionen (11.1), (11.2) und (11.14) sowie die bei dem PPU WR-Auswahlverfahren verzerrungsfreie Schätzfunktion (11.6) getestet. Außerdem wurde die Effizienz der für das PPU WOR-Auswahlverfahren entwickelten Verfahren (11.28) und (11.29) bestimmt (Vgl. (6.50) und (6.52)).

$$\hat{I}_N = \frac{1}{Nn} \left(\frac{N-n}{N} \right) U_N \sum_n \frac{I_i}{U_i} + (1-\alpha)(n-1) \sum_n I_i + \frac{\alpha^2 n^2}{U_N} \sum_n U_i I_i \quad (11.28)$$

$$\hat{I}_N = \frac{\frac{(N-n)}{N} U_N \sum_n \frac{I_i}{U_i} + (1-\alpha)(n-1) \sum_n I_i + \frac{\alpha^2 n^2}{U_N} \sum_n U_i I_i}{\frac{(N-n)}{nN} U_N + (1-\alpha)(n-1) \sum_n U_i + \frac{\alpha^2 n^2}{U_N} \sum_n U_i^2} U_N \quad (11.29)$$

$$\alpha = \frac{(N-1)}{2(N-1)+n(n-1)}$$

4.4. Diskussion der Ergebnisse

Die Ergebnisse der Simulation sind für die SRS WOR-Auswahl in den Tab. A13 bis A15 und für die PPU WOR-Auswahl in den Tab. A16 und A17 dargestellt. In allen Fällen wurden 2500 Stichproben gezogen. Für jede Schätzfunktion wurde außer der Berechnung von Parametern ein Histogramm gedruckt, welches die Beurteilung der Verteilung und die Güte ihrer Näherung gestattete (Vgl. Abb. A22 bis A26).

a) Vergleich zwischen der Verhältnis- und der Regressionsschätzung

Obwohl die in der Literatur angegebenen Voraussetzungen nicht vorlagen, die Variationskoeffizienten der Mittelwerte reichten bis zu 0,34, stimmten die näherungsweise bestimmten Varianzen der Verhältnisschätzungen mit den simulierten Werten recht gut überein. Während bei der G 1 die tatsächliche Varianz in keinem Fall, insbesondere auch bei $n=20$, um mehr als 4% unterschätzt wurde, reichte die Unterschätzung bei der G 2 bis zu 8% der wahren Werte.

Bei der G 1 lag die Verzerrung der Verhältnisschätzungen bei $n=50$ in allen Fällen unter 6% des Standardfehlers. Bei $n=20$ kann die Verzerrung im Vergleich zum Standardfehler außer bei der Basisvariablen I_{t-1} , wo sie ca. 11% des Standardfehlers betrug, vernachlässigt werden. Der relativ hohe Wert bei (11.3) ist durch die größere Abweichung der Regressionsgerade vom Ursprung (Vgl. Abb. A19) sowie den geringen Erklärungswert von I_{t-1} bedingt.

Bei der G 2 erreichte die Verzerrung der Verhältnisschätzungen bis 8% des Standardfehlers. Die relative Verzerrung (=Verzerrung/Zielwert) betrug in der Regel ca. 1%. Aus diesen Ergebnissen kann gefolgert werden, daß die Verzerrung der Verhältnisschätzung auch bei kleineren Stichprobenumfängen in der Regel zu vernachlässigen ist.

Die Näherungsformeln für die Varianz der Regressionsschätzung erwiesen sich als wesentlich schlechter wie jene der Verhältnisschätzung. Bei der G 1 und $n=50$ betrug die Unterschätzung bis zu 19% (bei (11.15)) und bei $n=20$ und derselben Schätzfunktion

sogar 31%. Der Grund für diese besonders hohe Unterschätzung ist in der starken positiven Schiefe der Investitionen zu suchen (Vgl. Abb. A11 und A19). Somit wurde die Vermutung bestätigt, daß die Regressionsschätzung bei Erklärungsmerkmalen mit starker positiver Schiefe ein äußerst ungünstiges Verhalten aufweist. In den Beschäftigtengrößenklassen haben größte Schiefe die Investitionen, gefolgt vom Umsatz und der Beschäftigtenzahl (Vgl. Abb. A11 bis A13). Die im Kap. 10. festgestellte hohe Effizienz der Regressionsschätzung mit I_{t-1} im Vergleich zu anderen Erklärungsmerkmalen dürfte daher in Wirklichkeit wesentlich niedriger sein. Interessanterweise zeigen auch die Verteilungen der Investitionsquote (I/U) und Investitionsintensität (I/B) ebenfalls eine positive Schiefe (Vgl. Abb. A14).

Bei der G 2 waren die Unterschätzungen noch gravierender. Bei der Regressionsschätzung mit U_t erreichte die Unterschätzung 58%. Die Ursache dieser großen Abweichung ist offensichtlich die Existenz der Extremwerte bei der Variablen U_t (Vgl. Abb. A20). Auch die anderen Variablen waren bei der G 2 mit Extremwerten behaftet, nicht jedoch in dem Maße wie U_t .

Die Verzerrung war bei der Regressionsschätzung im allgemeinen größer als bei der Verhältnisschätzung. Noch bei $n=50$ erreichte die Verzerrung 13% des Standardfehlers.

Interessanterweise lag die Differenzschätzung bei beiden Gesamtheiten besser als die Regressionsschätzung, obwohl der Koeffizient $\beta=1$ von den optimalen Werten stark abwich.

Zusammenfassend läßt sich folgendes feststellen: Obwohl die näherungsweise bestimmten Varianzen der Regressionsschätzungen in einigen Fällen erheblich unter denen der Verhältnisschätzungen lagen, waren die Verhältnisschätzungen fast durchwegs effizienter. Die Effizienz der Verhältnisschätzung im Vergleich zur Regressionsschätzung war wegen der Wirkung der Extremwerte besonders bei der G 2 hoch, wo sie bei der Variablen U_t den Wert 2,91 erreichte. Die Regressionsschätzung wird weniger effizient als die Verhältnisschätzung sein, wenn die Regressionsgerade nahe am Ursprung verläuft, die Erklärungsvariable starke positive Schiefe aufweist bzw. mit Extremwerten behaftet ist und die Grundgesamt-

heit klein ist. Aus diesem Grunde ist bei der Anwendung der Regressionsschätzung von größter Wichtigkeit, die Grundgesamtheit in Größenklassen aufzuteilen, um so die Schiefe zu vermindern.

Die Regressionsschätzung ist mit den Merkmalen Umsatz oder Beschäftigten nicht zu empfehlen, weil hier nur eine geringe, näherungsweise bestimmte Effizienzsteigerung zu verzeichnen ist¹⁾, welche in Wirklichkeit, wie die Simulationsergebnisse zeigen, nicht vorhanden ist. Die tatsächliche Effizienz der Regressionsschätzung mit den Vorjahresinvestitionen im Vergleich zur Verhältnisschätzung liegt wesentlich unter 1,38, was im Kap. 10. näherungsweise bestimmt wurde. Trotzdem kann man davon ausgehen, daß die Regressionsschätzung mit dieser Variablen effizienter als die Verhältnisschätzung ist. Wenn die Anwendung der Regressionsschätzung erwogen wird, sollten daher nur die Vorjahresinvestitionen herangezogen werden. In der kleinen, mit erheblichen Extremwerten behafteten Größenklasse 4 birgt die Anwendung der Regressionsschätzung hohe Unsicherheiten und muß daher abgelehnt werden.

b) Mehrdimensionale Regressionsschätzung

Wie aus den Tab. A11 und A12 zu ersehen ist, ist bei den untersuchten Grundgesamtheiten die Steigerung des multiplen Bestimmtheitsmaßes durch Hinzunahme weiterer Variablen in den meisten Fällen unerheblich. Eine bedeutende Steigerung der Effizienz durch mehrdimensionale Schätzverfahren konnte hier deshalb nicht erwartet werden. Für die Anwendbarkeit mehrdimensionaler Regressionsschätzungen interessierte aber die Frage, ob sie gemäß der Näherungsformel (6.41) zumindest keine Effizienzmindering, verglichen mit der einfachen Regressionsschätzung mit der Variablen mit größtem ρ^2 , zur Folge haben.

Bei der G_1 und $n=50$ erwiesen sich die zweidimensionalen Schätzverfahren gegenüber den eindimensionalen Verfahren fast durchwegs als weniger effizient. Eine Effizienzsteigerung wurde lediglich bei (11.24) beobachtet. Die Varianzen wurden durch die Näherungsformel um bis zu 25% unterschätzt. Die Effizienz der eindimensionalen war im Vergleich zur zweidimensionalen Form um bis zu 24% höher. Dieses Ergebnis war bei diesem relativ großen

1) Vgl. Kap. 10.

Stichprobenumfang Überraschend. Bei $n=20$ und $G=1$ waren die Differenzen wie erwartet noch größer.

Bei der $G=2$ hatte die Hinzunahme einer zweiten Variablen zum Teil Verkleinerungen der Varianzen zur Folge. Die Näherungsformel unterschätzte die tatsächliche Varianz um bis zu 32%. Bemerkenswert ist die größere Effizienz von (11.20) im Vergleich zu (11.14). Hier erfolgt offensichtlich durch die zusätzliche Variable U_{t-1} eine Schwächung des Extremwerteinflusses bei der Variablen U_t , obwohl beide Variablen miteinander hoch korreliert sind. Aus diesem Ergebnis kann gefolgert werden, daß die Hinzunahme einer weiteren Variablen die Effizienz einer extremwertbehafteten Variablen beträchtlich steigern kann.

Mit drei zusätzlichen Variablen konnte bei beiden Grundgesamtheiten im Vergleich zu zweidimensionalen Verfahren keine Effizienzsteigerung erzielt werden. Bei $n=50$ betrug der Verlust an Effizienz um bis zu 20%. Der Effizienzverlust durch dreidimensionale Verfahren im Vergleich zu eindimensionalen Schätzungen betrug sogar bis zu 33%. Bei $n=50$ wurde die Varianz durch die Näherungsformel um bis zu 30% unterschätzt, was deutlich zeigt, daß die Näherungsformel (6.41) bei ähnlichen Datenstrukturen auch bei mittleren Stichprobenumfängen nicht angewandt werden darf.

Aufgrund dieser Ergebnisse ist eine Effizienzsteigerung durch mehrdimensionale Regressionsschätzungen nur bei einer bedeutenden Steigerung des multiplen Bestimmtheitsmaßes zu erwarten; andernfalls muß mit Effizienzminderungen gerechnet werden. Drei Erklärungsvariablen führen bei vorliegendem Datenmaterial zu keiner nennenswerten Steigerung des Bestimmtheitsmaßes¹⁾, weshalb von der Anwendung dreidimensionaler Regressionsschätzungen abgesehen werden muß. Von den zweidimensionalen Verfahren verspricht allein die Heranziehung der Vorjahresinvestitionen als erste Variable und als zweite Variable Umsatz oder Beschäftigtenzahl eine Effizienzsteigerung²⁾. Die im Kap. 10. näherungsweise bestimmte mittlere Effizienz $Eff=1,14$ des Schätzverfahrens (10.12) im Vergleich zur einfachen Regressionsschätzung (10.9) wird aufgrund der Simulationsergebnisse niedriger liegen. Es ist aber da-

1) Vgl. dazu Kap. 9.

2) Vgl. z.B. (9.9) und (10.12)

von auszugehen, daß diese zweidimensionale Regressionsschätzung effizienter als die einfache Regressionsschätzung mit den Vorjahresinvestitionen ist.

c) Mehrdimensionale Verhältnisschätzung

Im Gegensatz zur zweidimensionalen Regressionsschätzung erwies sich die zweidimensionale Verhältnisschätzung mit optimal bestimmten Gewichten, entsprechend der Näherungsformel, als zumindest nicht weniger effizient als die eindimensionale Form.

Die Varianzen der Schätzfunktionen mit den aus der Stichprobe berechneten Gewichten (11.10) und (11.11) stiegen bei der G 2 um bis zu 20% gegenüber den Funktionen mit optimalen Gewichten an, während sie bei der G 1 in keinem Fall 8% überstiegen. Der große Effizienzverlust bei der G 2 ist vermutlich durch den geringen Stichprobenumfang und die Extremwerte, welche sich bei der Schätzung der Gewichte nachteilig auswirken - hierbei müssen Streuungen berechnet werden - bedingt. Diese Schätzfunktionen sind wie die zweidimensionalen Regressionsschätzungen in keinem Falle effizienter als die eindimensionalen Formen. Verglichen mit entsprechenden zweidimensionalen Regressionsschätzungen (11.21) und (11.22) waren die Verfahren (11.10) und (11.11) effizienter. Bei $n=50$ betrug beispielsweise die Effizienz des Verfahrens (11.10) im Vergleich zu (11.21) 1,19.

Die einfachen Schätzfunktionen (11.12) und (11.13) bewährten sich bei den beiden Gesamtheiten ebenso unterschiedlich. Bei der G 1, wo größere Unterschiede im Vergleich zu optimalen Gewichten vorhanden waren, erreichte die Steigerung der Varianz bis zu 34% der optimalen Varianz. Gegenüber den Verfahren mit aus der Stichprobe berechneten Gewichten waren (11.12) und (11.13) bei der G 1 weniger effizient. Bei der G 2 waren sie geringfügig effizienter, bedingt unter anderem durch die bessere Übereinstimmung der Gewichte mit den optimalen Gewichten.

Wie die Simulationsergebnisse zeigen, ist die Verhältnisschätzung mit den aus der Stichprobe berechneten Gewichten bei großen Gesamtheiten und mittleren Stichprobenumfängen nur geringfügig schlechter als die Schätzfunktion mit den optimalen Gewichten.

Wenn die näherungsweise bestimmten Varianzen der mehrdimensionalen Regressions- und Verhältnisschätzung voneinander nicht zu stark abweichen, sollte die mehrdimensionale Verhältnisschätzung der Regressionsschätzung vorgezogen werden. Wie aus dem Kap. 10. hervorgeht, ist die mittlere, näherungsweise bestimmte Effizienz der zweidimensionalen Regressionsschätzung mit Umsatz und Vorjahresinvestitionen (10.12) um lediglich 4% höher als die zweidimensionale Verhältnisschätzung (10.10) mit den optimalen Gewichten. Da die Varianz der mehrdimensionalen Regressionsschätzung, wie die Simulationsergebnisse zeigen, wesentlich stärker unterschätzt wird als die Varianz der Verhältnisschätzung mit aus der Stichprobe berechneten Gewichten, ist die mehrdimensionale Verhältnisschätzung (10.10) der Regressionsschätzung vorzuziehen. Diese Schätzfunktion dürfte vom Gesichtspunkt des "Zufallsfehlers" das beste der hier untersuchten Verfahren sein¹⁾. Die Effizienzsteigerung durch diese Funktion im Vergleich zur einfachen Verhältnisschätzung (10.3) wird aufgrund der Simulationsergebnisse weniger als 27%, was unter 10. geschätzt wurde, betragen. Sie dürfte sich in der Größenordnung von 20% bewegen. (10.10) sollte daher der einfachen Verhältnisschätzung vorgezogen werden. Bei kleinen Gesamtheiten und Stichproben (z.B. GK 4) sollten die Gewichte sicherheitshalber $W_1 = W_2 = 1/2$ gesetzt werden.

d) Einfluß von $\text{Var}(y|x)$ auf die Effizienz

Die verhältnisähnliche Schätzfunktion (11.6) erwies sich bei der G 1 trotz erheblicher Verzerrung als die effizienteste Funktion. Im Vergleich zur einfachen Verhältnisschätzung war ihr MSE um 49% kleiner. Dieses Ergebnis konnte bei der G 1 nicht erwartet werden, weil die bedingte Varianz $\text{Var}(I|U|U)$ in Abhängigkeit von U, wie die Abb. A27 zeigt, abzufallen scheint. Das würde bedeuten, daß die bedingte Varianz $\text{Var}(I|U)$ in Abhängigkeit von U nicht quadratisch zunimmt, was für die Optimalität von (11.6) erforderlich ist. Um sich über das Verhalten der bedingten Varianz weitere Klarheit zu verschaffen, wurde das gesamte Intervall von U in fünf gleich große Klassen geteilt und die Streuung der In-

1) Unter 13. wird diese Schätzfunktion unter dem Gesichtspunkt des systematischen Fehlers beurteilt.

vestitionen in jeder Klasse berechnet (Vgl. Tab.5).Wie aus der Tabelle ersichtlich ist,steigt in den ersten zwei Klassen,in welchen 82% der Punkte liegen,die bedingte Varianz eher quadratisch an.In den drei größten Klassen zeigt sie keinen gesetzmäßigen Verlauf.Offensichtlich wird das günstige Verhalten der verhältnisähnlichen Schätzfunktion durch die Struktur der kleineren Firmen bestimmt.

Tab. 5

Verlauf der bedingten Varianz $\text{Var}(I|U)$ in Abhängigkeit von U

j	1	2	3	4	5
N_j	151	66	18	15	13
$\bar{U}_j$	10 482	11 991	24 120	36 668	44 585
$\text{Var}(I j)/10^3$	2 116	3 276	915	2 159	1 591
$\text{Var}(I j)/\bar{U}_j$	201	273	37	58	35
$\text{Var}(I j)/\bar{U}_j^2$	0,019	0,022	0,0015	0,0016	0,0008

Bei der G 2 war (11.6) schlechter als die gewöhnliche Verhältnisschätzung.

Die verzerrungsfreie Verhältnisschätzung (11.7) hat bei großen n kleinere Varianz als die gewöhnliche Verhältnisschätzung, wenn der Regressionskoeffizient β der Grundgesamtheit näher an $\sum_{i=1}^N I_i/U_i$ als an $\bar{I}_N/\bar{U}_N$ liegt. Diese Werte liegen bei beiden Gesamtheiten nahe beianander. Bei der G 1 sind beide Schätzfunktionen etwa gleich effizient, während bei der G 2 die gewöhnliche Verhältnisschätzung um 64% effizienter ist. Die Näherungsformel von Goodman u. Hartley (6.24) überschätzte die Varianz um bis zu 24% (bei n=50).

Dieses Ergebnis in Verbindung mit der Tatsache, daß beim IT-Datenmaterial $\bar{Y}/\bar{X}$ zumeist in der Nähe von β liegt und außerdem bedeutende Verzerrungen bei der Anwendung der Verhältnisschätzung nicht zu erwarten sind, läßt die Verwendung von (6.23) nicht angeraten lassen.

Die näherungsweise bestimmte Varianz der modifizierten Regressions-schätzung (11.18) lag wegen der niedrigen Korrelation zwischen I/U und $1/U$ in der Nähe der Varianz der verhältniss-ähnlichen Schätzfunktion (11.6). Die tatsächliche Effizienz lag insbesondere bei der G 2 wesentlich niedriger, weshalb diese Schätzfunktion nicht angewandt werden sollte.

f) Die PPU WOR-Auswahl

Bei der G 1 war das Schätzverfahren (11.29) am effizientesten. Die relative Verzerrung von (11.28) erreichte den beachtlichen Wert von 10%, so daß diese Schätzfunktion nicht, wie in der Literatur vorausgesetzt, als fast verzerrungsfrei bezeichnet werden kann. MSE der beim PPS-Auswahlverfahren mit Zurücklegen unverzerrten Funktion (11.6) lag, insbesondere bei $n=50$, beträchtlich unter MSE der Funktion (11.28). Überraschend gut schnitt die einfache Verhältnisschätzung ab, während MSE der Regressions-schätzung sehr hoch lag.

Bei der G 2 war die effizienteste Schätzfunktion die einfache Verhältnisschätzung (11.2). Die relative Verzerrung von (11.28) betrug 14% und ihr MSE war infolgedessen sehr groß. Diese Schätzfunktion lieferte hier unbrauchbare Ergebnisse. MSE der Regressions-schätzung betrug das zweifache der Verhältnisschätzung. Die Funktion (11.6) schnitt hier, offensichtlich wegen des großen Auswahl-satzes, nicht so günstig ab.

Bei der G 3 waren die Schätzverfahren (11.2), (11.6) und (11.29) die effizientesten. (11.28) lieferte wiederum positive Verzerrungen und ihre Effizienz im Vergleich zum Verfahren (11.2) betrug 0,68. MSE der Regressions-schätzung betrug das 3,58fache der Verhältnisschätzung.

Aus diesen Ergebnissen lassen sich folgende Schlüsse ziehen: Die Näherung der Horwitz-Thompson-Schätzfunktion (11.28) lieferte infolge erheblicher Verzerrungen schlechte Resultate und sollte daher hier nicht angewandt werden. Die auf dieser Schätzfunktion basierende Verhältnisschätzung (11.29) erwies sich hingegen als gut. Ein sehr gutes Verhalten zeigten unerwartet die einfache Verhältnisschätzung (11.2) und die verhältnis-ähnliche

Schätzfunktion (11.6). Dieses Ergebnis kann als Robustheit dieser Schätzungen auf verzerrende Auswahlverfahren gedeutet werden. Die gewöhnliche, für das SRS-Auswahlverfahren entwickelte Regressions-schätzung reagierte dagegen auf das verzerrende Auswahlverfahren sehr schlecht. Dies ist ein weiteres Argument gegen die Anwendung der Regressionsschätzung. Da (11.2) und (11.6) wesentlich einfacher als (11.29) sind und über die Effizienz von (11.29) ebenfalls keine theoretischen Angaben vorliegen, sollten auch im Falle der PPS WOR-Auswahl diese Schätzfunktionen (11.29) vorgezogen werden. Letztlich ist nicht nachzuweisen, daß die verzerrende IT-Auswahl am besten der PPS WOR-Auswahl entspricht. Wie die Simulationsergebnisse zeigen, dürften die einfache Verhältnisschätzung und die verhältnisähnliche Schätzung auch bei der verzerrenden IT-Auswahl effizientere Schätzungen liefern und insbesondere die Auswahlverzerrung größtenteils eliminieren. Die Heranziehung von für die PPS-Auswahl entwickelten Schätzfunktionen scheint nicht sinnvoll zu sein.

g) Die Verteilungen der Schätzvariablen

Die Abb. A22 bis A26 zeigen die Verteilungen einiger Schätzfunktionen bei der G 1 und $n=20$.

Aus den Figuren ist ersichtlich, wie sich die Schiefe der Investitionen (Vgl. Abb. A11) auf die Verteilungen der freien Hochrechnung (Vgl. Abb. A22), der Verhältnisschätzung (Vgl. Abb. A23) und der Regressionsschätzungen (Vgl. Abb. A24 u. A25) auswirkt. In der Abb. A26 ist die ungebundene Schätzung bei der PPS WOR-Auswahl dargestellt. Sie wird durch die Normalverteilung gut angenähert. Es ist bemerkenswert, wie die Schiefe der Merkmalsverteilung durch das Auswahlverfahren behoben wird.

12. Die systematischen Fehlerkomponenten

Wie im Kap. 3. angedeutet wurde, führt die Abweichung der Parameter der Auswahlgesamtheit von den Parametern, welche in die Schätzfunktion eingehen-im vorliegenden Falle Parameter der amtlichen Betriebs- bzw. Unternehmenserhebungen-zu einer systematischen Komponente des Stichprobenfehlers. Die Unterschiede hinsichtlich der Untersuchungsvariablen, d.h. der Investitionen des Berichtsjahres, wirken sich als Nicht-Stichprobenfehler aus. Im Kap. 4. wurde ausführlich auf die Ursachen dieser Abweichungen eingegangen. In diesem Abschnitt werden die Unterschiede quantitativ aufgezeigt und es wird versucht, diese systematische Fehlerkomponente zu reduzieren.

12.1. Der Unterschied zwischen der Auswahl- und der Zielgesamtheit

Um den Unterschied zwischen den nach Unternehmen bzw. Betrieben aufbereiteten Gesamtheiten und damit auch die möglichen Abweichungen von der Auswahlgesamtheit, welche vermutlich dazwischen liegt, deutlich zu machen, wurden die Parameter $B_{N,N}^U$ und I_N der gesamten Industriegruppe und der Beschäftigtenöößenklassen im Zeitverlauf aufgetragen (Vgl. Abb. A28 bis A31). In den Abbildungen sind die in den Größenklassen größeren Abweichungen erkennbar, die sich innerhalb der Industriegruppe weitgehend ausgleichen. Innerhalb der Größenklassen sind die größten Differenzen bei den Investitionen vorhanden, weshalb diese Variable als zusätzliche Variable am meisten zum systematischen Fehler beiträgt. Außerdem sind die Abweichungen in der GK 4 am größten, weil sich hier die Unterschiede in der Zuordnung am stärksten auswirken. Die Parameter B_N und I_N der Betriebserhebung sind, außer in der GK 4, fast durchwegs größer als die entsprechenden Werte der Unternehmenserhebung. U_N ist dagegen innerhalb der Industriegruppe, aufbereitet nach Unternehmen, größer als in der Betriebsgesamtheit, was daran liegt, daß den Erhebungen unterschiedliche Umsatzdefinitionen zugrundeliegen. Die Heranziehung der Umsatzen Daten der Unternehmenserhebung wird daher, weil die Umsatzdefinition von jener des IT abweicht, eine nicht zu vernachlässigende positive Verzerrungskomponente (Überschätzung) liefern. In den Abbildungen ist das im Vergleich zum Umsatz oder Beschäftigtenzahl wesentlich instabilere zeitliche Verhalten der Investitionen zu erkennen.

In der Tab. 6 sind die unterschiedlichen Umfänge beider Gesamtheiten, die in einige Schätzfunktionen eingehen, dargestellt.

Tab. 6

Umfang der EBM-Industrie aufbereitet nach Unternehmen und Betrieben im Jahr 1971

	N_U	N_B
Gesamtheit	1 512	1 759
GK 2	1 054	1 264
GK 3	400	455
GK 4	48	40

Um festzustellen, ob die Auswahlgesamtheit des IT besser mit der Unternehmens- oder der Betriebsgesamtheit übereinstimmt, wurden den Hochrechnungen die Parameter beider Gesamtheiten zugrundegelegt und mit den entsprechenden Zielwerten verglichen. Die Schätzungen erfolgten mit Hilfe der separaten Verhältnisschätzung mit drei Beschäftigtengrößenklassen und der Basisvariablen Beschäftigtenzahl (10.2). Wie die Abb. A32 zeigt, sind die Differenzen nicht erheblich. Sie liegen bei maximal 5%. Bei Zugrundelegung der Betriebsgesamtheit als Zielgesamtheit ergeben sich geringfügig bessere Resultate ($M=8,8\%$ gegenüber $M=8,9\%$). Für die weiteren Rechnungen wurden deshalb die Daten der Betriebsgesamtheit herangezogen. Unterstützt wird diese Entscheidung durch die beim IT angestrebte Erfassung der Produktionsbereiche, welche eher den Betrieben als Unternehmen entsprechen. Außerdem würde die Anwendung des Merkmals Umsatz bei der Unternehmensgesamtheit zu systematischen Fehlschätzungen führen. Die Betriebsgesamtheit ist auch von größerem praktischen Nutzen, da lediglich ihre Parameter für das Berichtsjahr (ohne Größenklassen) zum Hochrechnungszeitpunkt bekannt sind.

12.2. Meßfehler (Response errors)

12.2.1. Unterschiede im Investitionsbegriff

In der Abb. A32 ist eine deutliche negative Verzerrung sichtbar, deren Ursache zum großen Teil auf definitorischen Abweichungen beruht. Im folgenden wird versucht, diese weitgehend zu eliminieren. Die Beträge, die nicht zum volkswirtschaftlichen Investitionsbegriff, welcher dem Zielwert zugrundegelegt wird¹⁾, gehören, werden von den veröffentlichten gesamten Bruttozugängen an Sachanlagen abgezogen. Diese bereinigten Investitionen werden im folgenden als Zielwert angenommen.

Die Investitionen für unbebaute Grundstücke und gebrauchte Bauten können aus den amtlichen Veröffentlichungen entnommen werden.

Die Beträge für gebrauchte Ausrüstungen wurden in den amtlichen Erhebungen bisher nur für das Jahr 1962 erfragt. Von seiten des IT existieren hierüber keine Angaben, so daß dieser Prozentsatz dem gesamten Zeitraum zugrundegelegt wird. Die gebrauchten Ausrüstungen betrugen 1962 2,6% der gesamten Ausrüstungen der Betriebe mit 10 und mehr Beschäftigten. Dieser Prozentsatz wird auch der Klasse mit 50 und mehr Beschäftigten zugrundegelegt. Da gebrauchte Ausrüstungen gerade von kleineren Firmen investiert werden, ist dieser Prozentsatz auch aus diesem Grund lediglich eine Schätzung.

Die Beträge für betriebliche Wohnungsbauten wurden von der amtlichen Statistik ebenfalls nur einmal im Rahmen des Industriezensus 1962 erfragt²⁾. Diese Investitionen betrugen in der EBM-Industrie 4,2% der gesamten Bauinvestitionen der Unternehmen mit 10 und mehr Beschäftigten. Dieser Prozentsatz wurde auch der Betriebserhebung in den Jahren 1964 und 1965 zugrundegelegt. Es wurde weiterhin angenommen, daß derselbe Prozentsatz für die Klasse mit 50 und mehr Beschäftigten gilt, denn die Kleinbetriebe errichteten nur selten betriebliche Wohnungsbauten. Vom IT 69/70 wurde

1) Vgl. Kap. 4.3.

2) Die Investitionen für gebrauchte Ausrüstungen und betriebliche Wohnungsbauten wurden nicht veröffentlicht, sondern dem Ifo-Institut aus handschriftlichen Unterlagen zur Verfügung gestellt.

durch eine Zusatzfrage der Betrag an betrieblichen Wohnungsbauten, gemessen an gesamten Bauinvestitionen, für 1968 und den Berichtskreis, d.h. für Firmen mit 10 und mehr Beschäftigten, als 2,5% ermittelt. Dieser Anteil wurde dem gesamten Zeitraum ab 1966 zugrundegelegt.

Aus der Abb. A32 ist zu ersehen, wie die negative Komponente des Nicht-Stichprobenfehlers durch die Bereinigung der betriebswirtschaftlichen Investitionen weitgehend behoben wird. Da diese Bereinigung auf Schätzungen beruht, verbleibt auch aus diesem Grunde eine systematische Komponente unbekannten Ausmaßes.

2.2. Andere Gründe für unterschiedliche Meldungen

Es ist anzunehmen, daß die im Jahr $t+2$ an den IT gemeldeten Investitionen für das Berichtsjahr t , I_t^{t+2} , besser mit den Meldungen an die amtliche Statistik übereinstimmen als die im Jahr $t+1$ erhobenen Investitionen, I_t^{t+1} ; denn zum IT-Erhebungstichtag in $t+1$ liegen in vielen Fällen keine endgültigen Bilanzen, die die Grundlage der Meldungen an die amtliche Statistik sind, vor. In diesem Falle müßte durch die auf den I_t^{t+2} -Daten aufbauenden Schätzungen ein Teil des Nicht-Stichprobenfehlers verschwinden. Es kann nicht ohne weiteres erwartet werden, daß der Nicht-Stichprobenfehler im Betrag kleiner wird, denn die anderen Fehlerkomponenten können sich in anderer Richtung überlagern. In der Abb. A33 sind die Schätzungen mit den I_t^{t+2} -Daten jenen mit I_t^{t+1} -Daten für den bereinigten Berichtskreis, d.h. den Kreis der Firmen, die in zwei aufeinanderfolgenden Jahren am IT teilgenommen haben (Vgl. Tab. 7), gegenübergestellt. Angewandt wurde die separate Verhältnisschätzung mit drei Größenklassen und dem Basismerkmal Beschäftigtenzahl (10.2). Im Mittel ist eine leichte Verbesserung der Schätzung erkennbar ($M=5,8\%$ gegenüber $M=7,0\%$). Die Differenzen sind jedoch gering und liegen unter 4%. Befriedigend ist die Verbesserung der Schätzung in den Jahren 1967 und 1968, wo diese Fehlerkomponente recht erheblich gewesen sein dürfte¹⁾.

In der Abb. A33 sind außerdem den Schätzungen aufbauend auf dem bereinigten Berichtskreis jene mit dem größeren, tatsächlichen Erhebungskreis gegenübergestellt. Die Schätzungen unterscheiden sich um bis zu 6%. Diese Differenz ist ein Maß für die Größen-

1) Vgl. Kap. 4.2.

ordnung des Stichprobenfehlers. Es ist beruhigend, daß diese relativ starke Verkleinerung des Stichprobenumfangs in den meisten Fällen nur eine geringe Veränderung der Schätzung zur Folge hat.

Tab. 7

Der Umfang des bereinigten und des tatsächlichen Berichtskreises.

	Erhebungsjahr								
	65	66	67	68	69	70	71	72	73
tatsächlicher Berichtskreis	186	205	231	188	198	200	221	208	193
bereinigter Berichtskreis	133	163	157	143	146	151	159	150	

Um eventuelle, von der Größe der Firma abhängige Verhaltensweisen bei der Meldung zu bestimmen, wurden die relativen Differenzen der Mittelwerte der I_t^{t+1} - und I_t^{t+2} -Daten insgesamt und für die drei Beschäftigtengrößenklassen berechnet. Um eine Vorstellung zu gewinnen, welches Vertrauen man in die Umsatzmeldungen setzen darf, wurden auch die relativen Differenzen für den Umsatz berechnet (Vgl. Tab. A18). Wenn man das Ausmaß der Übereinstimmung durch die Maßzahlen $1/8 \sum_{t=1}^8 |\Delta U_t|$ bzw. $1/8 \sum_{t=1}^8 |\Delta I_t|$ mißt, kann man feststellen, daß die Übereinstimmung beim Umsatz besser ist. Während beim Umsatz, gemessen an $1/8 \sum_{t=1}^8 \Delta U_t$, eher eine Tendenz zur Überschätzung ($U_t^{t+1} > U_t^{t+2}$) vorhanden ist, liegen die Verhältnisse bei den Investitionen umgekehrt. Bei den Investitionen läßt sich eine Zunahme an Übereinstimmung mit der Zunahme der Firmengröße beobachten, während beim Umsatz eher das Gegenteil der Fall ist.

Um ein Bild über die Struktur der I_t^{t+1} - und der I_t^{t+2} -Daten zu gewinnen, wurden für diese Datenreihen Korrelationsdiagramme gezeichnet. Da das Meldeverhalten von der Firmengröße abzuhängen scheint, wurden die Diagramme für jede einzelne Größenklasse erstellt (Vgl. Abb. A34 bis A36). Für das Berichtsjahr 1969 lagen z.B. bei 27% der Firmen die Unterschiede über 10%. Aus den Abbildungen ist zu ersehen, daß die Übereinstimmung bei den kleineren Firmen schlechter ist. Offensichtlich legen insbesondere die kleineren Firmen ihren Meldungen in vielen Fällen nicht ihre

Kontenaufzeichnungen zugrunde. Die größeren, publikationspflichtigen Firmen verfahren bei ihren Meldungen sorgfältiger, obwohl gerade bei ihnen die Bilanzen zum Meldezeitpunkt zumeist nicht fertig sind. Ein anderer Grund für diese in Einzelfällen sehr großen Abweichungen könnte darin liegen, daß die im Jahr $t+2$ meldende Firma durch Ankauf oder Verkauf sich verändert hat und sich die Meldung für das Jahr t auf die veränderte Firma bezieht.

Durch regressionsanalytische Untersuchungen wurde versucht, etwaige systematische Verhaltensweisen, wie eine Tendenz zur Über- bzw. Unterschätzung, herauszufinden. Bei dieser Fragestellung erschien es sinnvoll, die Meldungen der Unternehmer als Realisationen eines stochastischen Modells aufzufassen. Es mußte festgestellt werden, ob die Abweichungen noch durch Zufall zu erklären oder aber signifikant sind. Bei den Tests wurden die üblichen Annahmen der Regressionstheorie vorausgesetzt.

Folgendes Modell wurde angenommen:

$$I_{t,i}^{t+2} = \alpha + \beta I_{t,i}^{t+1} + e_i$$

Hierbei erfaßt β etwaige systematische Über- bzw. Unterschätzungstendenzen, während α vorsorglich eingeführt wurde. Folgende Prüfhypothesen wurden für jedes Berichtsjahr und Größenklasse getestet:

$$H_1: \alpha = 0 \text{ und } H_2: \beta = 1.$$

Dazu wurden folgende Testvariablen verwendet:

$$\text{für } H_1: \hat{\alpha}/\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}} \sim t_{n-2} \text{ und für } H_2: (\hat{\beta} - 1)/\hat{\sigma}_{\hat{\beta}} \sim t_{n-2}.$$

Die geschätzten Regressionsgeraden wurden in die Korrelationsdiagramme eingezeichnet (Vgl. Abb. A34 bis A36). Aus der Tab. 8 sind die Werte der Testvariablen für das Berichtsjahr 1969 ersichtlich.

Tab. 8

Die Werte der Testvariablen für 1969 und drei Größenklassen

	n	$\hat{\alpha}/\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}$	$(\hat{\beta}-1)/\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$	$t_{n-2}(95)$
GK 2	66	-0,16	1,16	1,99
GK 3	63	-0,79	1,26	1,99
GK 4	22	-0,59	1,54	2,08

$\hat{\alpha}$ war in allen Fällen von Null nicht signifikant verschieden. Die Testvariablen für β lagen in der überwiegenden Zahl der Fälle außerhalb des Verwerfungsbereiches, so daß die Hypothese, daß es keine systematischen Verhaltensweisen gibt bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% nicht abgelehnt werden kann.

Den weiteren Hochrechnungen werden die I_t^{t+1} -Daten zugrundegelegt, weil die dadurch bedingten Unterschiede im Vergleich zu I_t^{t+2} -Schätzungen nicht erheblich sind (Vgl. Abb. A33), eine systematische Verhaltensweise nicht nachzuweisen ist und bei Heranziehung der I_t^{t+2} -Daten der Stichprobenumfang zu stark reduziert werden würde.

13. Hochrechnungen

In dem vorliegenden Abschnitt sollen die Ergebnisse der zurückliegenden Kapitel empirisch überprüft werden. Die Treffsicherheit der Schätzverfahren wird nun anhand des Gesamtfehlers, welcher bei der Hochrechnung entsteht, bewertet werden. Im Kap. 7. wurde auf die Problematik eingegangen, daß die anhand des Kriteriums minimaler Gesamtfehler als optimal bewerteten Verfahren nicht auch hinsichtlich des Stichprobenfehlers optimal sein müssen.

Die Hochrechnungen wurden nach folgenden Schätzverfahren durchgeführt:

(8.1), (10.1), (10.2), (10.3), (10.4), (10.5), (10.6), (10.7), (10.8), (10.9), (10.10), (10.11)¹⁾, (10.12), (10.13), (10.14), (10.15), (10.16), (10.17) und (10.18).

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \left(\frac{\bar{I}_{n_h}}{\bar{U}_{t-1, n_h}} \right) \bar{U}_{t-1, N_h} \quad (13.1)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{\sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} \bar{I}_{n_h}}{\sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} \bar{B}_{n_h}} \bar{B}_N \quad (13.2)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{\sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} \bar{I}_{n_h}}{\sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} \bar{U}_{n_h}} \bar{U}_N \quad (13.3)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \bar{I}_n + \hat{\beta}(\bar{U}_N - \bar{U}_n) \quad (13.4)$$

1) Bei (10.10) und (10.11) wurden die Gewichte aus der Stichprobe geschätzt.

2) (13.2) und (13.3) sind kombinierte Verhältnisschätzungen (6.57).

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} \left(\frac{1}{2} \frac{\bar{I}_{n_h}}{\bar{U}_{n_h}} \bar{U}_{N_h} + \frac{1}{2} \frac{\bar{I}_{n_h}}{\bar{B}_{n_h}} \bar{B}_{N_h} \right) \quad (13.5)$$

$$\begin{aligned} \hat{\bar{I}}_N &= \sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} (\bar{I}_{n_h} + \hat{\beta}_{1_h} (\bar{U}_{t-1, N_h} - \bar{U}_{t-1, n_h}) + \\ &+ \hat{\beta}_{2_h} (\bar{U}_{N_h} - \bar{U}_{n_h}) + \hat{\beta}_{3_h} (\bar{I}_{t-1, N_h} - \bar{I}_{t-1, n_h})) \end{aligned} \quad (13.6)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} \frac{I_i}{B_i} \bar{B}_N}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} \frac{U_i}{B_i} \bar{B}_N} \bar{U}_N \quad (13.7)$$

1)

$$\hat{\bar{I}}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} \frac{\frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{i=n_h} \frac{I_i}{B_i} \bar{B}_{N_h}}{\frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{i=n_h} \frac{U_i}{B_i} \bar{B}_{N_h}} \bar{U}_{N_h} \quad (13.8)$$

$$\hat{\bar{I}}_N = \frac{1}{Nn} \left(\frac{(N-n)}{N} B_N \sum_{i=1}^{i=n} \frac{I_i}{B_i} + (1-\alpha)(n-1) \sum_{i=1}^{i=n} I_i + \right. \quad (13.9)$$

$$\left. - + \alpha^2 \frac{2}{B_N} \sum_{i=1}^{i=n} B_i I_i \right)$$

$$\begin{aligned} \hat{\bar{I}}_N &= \sum_{h=1}^{h=3} \frac{N_h}{N} \frac{1}{N_h n_h} \left(\frac{(N_h - n_h)}{N_h} B_{N_h} \sum_{i=1}^{i=n_h} \frac{I_i}{B_i} + \right. \\ &+ (1-\alpha_h)(n_h-1) \sum_{i=1}^{i=n_h} I_i + \alpha_h^2 \frac{n_h}{B_{N_h}} \sum_{i=1}^{i=n_h} B_i I_i \left. \right) \end{aligned} \quad (13.10)$$

2)

1) (13.7) und (13.8) sind Verhältnisschätzungen mit dem Basismerkmal Umsatz, welche auf der PPB WR-Auswahl basieren (Vgl. (6.43)).

2) (13.9) und (13.10) sind ungebundene Hochrechnungen, welche auf der PPB WOR-Auswahl basieren (Vgl. (6.50)).

$$\hat{I}_N = \frac{\left(\frac{N-n}{N}\right) B_N \sum_{i=1}^{i=n} \frac{I_i}{B_i} + (1-\alpha)(n-1) \sum_{i=1}^{i=n} I_i +}{n\left(\frac{N-n}{N}\right) B_N + (1-\alpha)(n-1) \sum_{i=1}^{i=n} B_i} \quad (13.11)$$

$$\frac{\alpha^2 \frac{n}{B_N} \sum_{i=1}^{i=n} B_i I_i}{\sum_{i=1}^{i=n} B_i^2} \bar{B}_N$$

$$\hat{I}_N = \sum_{h=1}^{h=3} \frac{\frac{N_h-n_h}{N_h} B_{N_h} \sum_{i=1}^{i=n_h} \frac{I_i}{B_i} + (1-\alpha_h)(n_h-1) \sum_{i=1}^{i=n_h} I_i +}{\sum_{i=1}^{i=n_h} \left(\frac{n_h}{N_h}\right) B_{N_h} + (1-\alpha_h)(n_h-1) \sum_{i=1}^{i=n_h} B_i} \quad (13.12)$$

$$\frac{\alpha_h^2 \frac{n_h}{B_{N_h}} \sum_{i=1}^{i=n_h} B_i I_i}{\sum_{i=1}^{i=n_h} B_i^2} \bar{B}_{N_h} \quad 1)$$

In der GK 4 wurde außerdem die unverzerzte Verhältnisschätzung mit dem Basismerkmal Umsatz (11.7) angewandt, weil ihr eine gewisse Gefahr von Verzerrungen gewöhnlicher Verhältnisschätzung anhaftet.

Als Maßzahl für die Treffsicherheit der Schätzverfahren wurde der durchschnittliche Absolutbetrag des relativen Fehlers M gewählt:

$$M = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{t=T} |F_{rel,t}|$$

1) (13.11) und (13.12) sind Verhältnisschätzungen mit dem Basismerkmal Beschäftigtenzahl, welche auf der PPB WOR-Auswahl basieren (Vgl. (6.52)).

Die Maßzahl M ist aus der Tab. A19 zu entnehmen.

In der Abb. A37 ist der relative Fehler für die einfachen separaten Verhältnisschätzungen mit den Basismerkmalen B_t , U_t , U_{t-1} und I_{t-1} ((10.2), (10.3), (13.1), (10.4)) dargestellt. Die Variable mit geringstem M ist die Beschäftigtenzahl. Auffällig ist die systematische Unterschätzung bei der Basisvariablen Umsatz, die, wie aus der Abb. A46 zu entnehmen ist, vornehmlich durch die GK 2 bedingt ist. Die Ursache dieser systematischen Unterschätzung ist schwer erklärbar, zumal die Umsatzdefinitionen der amtlichen Statistik und des IV im Falle von Betrieben übereinstimmen. Die Beschäftigtenzahl ist vermutlich mit kleineren systematischen Fehlern als der Umsatz behaftet. Es kann davon ausgegangen werden, daß die Meßfehler bei der Beschäftigtenzahl geringer sind, weil sie genauer definierbar und eindeutig meßbar ist. Die Aufteilung des Umsatzes auf die Unternehmensteile ist wie die der Investitionen weithin schwieriger als bei der Beschäftigtenzahl. Dadurch kommt es zu weiteren systematischen Fehlern. Die Totalwerte des Umsatzes für die einzelnen Größenklassen müssen bei der Hochrechnung für das Jahr t im Falle von Betrieben aus der Größenklassenverteilung des Septembers des Jahres $t-1$ geschätzt werden¹⁾. Wenn die Schätzungen gut sein sollen, muß die Septemberverteilung der Jahresverteilung möglichst nahe kommen. Da der Umsatz ein wesentlich instabileres zeitliches Verhalten als die Beschäftigtenzahl aufweist, kann dies eine weitere Quelle der systematischen Komponente sein.

Bei der Entscheidung zwischen den Beschäftigten und dem Umsatz muß daher außer der Größe des "Zufallsfehlers" auch die unterschiedliche Größe der systematischen Komponente des Stichprobenfehlers, welche aus der Abweichung der Ziel- und Grundgesamtheit resultiert, berücksichtigt werden. Der "Zufallsfehler" ist, gemessen an Varianz, bei der Verhältnisschätzung mit Umsatz geringer (Vgl. Tab. A10). Die größere systematische Komponente wiegt diesen Vorteil auf, so daß der Gesamtfehler bei dem Basismerkmal Beschäftigtenzahl geringer ist.

1) Vgl. dazu Kap. 1.3.2.1. Zum Zeitpunkt der Hochrechnung in $t+1$ werden die Septemberwerte des Jahres t noch nicht veröffentlicht.

Größte Fehlschätzungen liefert die Variable I_{t-1} . Das schlechte Verhalten dieser Variablen beruht offensichtlich auf systematischen Fehlern, denn vom Gesichtspunkt des "Zufallsfehlers" dürfte sie nicht so schlecht abschneiden (Vgl. Tab. A10). Sie weist allerdings in ihrer Effizienz, gemessen am MSE, größere zeitliche Schwankungen auf. I_{t-1} ist innerhalb der Größenklassen mit erheblichen Nicht-Stichprobenfehlern behaftet (Vgl. Abb. A31). Um die volkswirtschaftlichen Brutto-Anlageinvestitionen in den einzelnen Größenklassen zu bestimmen, wurde die für die Gesamtheit ermittelte Differenz zwischen den betriebs- und volkswirtschaftlichen Investitionen¹⁾ proportional auf die einzelnen Größenklassen aufgeteilt. Da aber z.B. betriebliche Wohnungsbauten vorwiegend von großen und gebrauchte Ausrüstungen von kleinen Unternehmen investiert werden, sind die so gebildeten Werte recht ungenaue Schätzungen. Dieselben Beträge wurden als Zielwerte bei der Bewertung der Treffsicherheit innerhalb der Größenklassen herangezogen²⁾. Die schlechten Schätzungen des Verfahrens (10.4) sind so zu erklären. Das wird auch dadurch bestätigt, daß die ungeschichtete Verhältnisschätzung mit I_{t-1} (10.16) ein erheblich besseres Verhalten zeigt (Vgl. Tab. A19).

Bei der jährlichen Investitionshochrechnung wird vom Ifo-Institut alternativ zu B_t die Variable U_t als Basisvariable bei der Verhältnisschätzung verwendet. Es spricht einiges dafür, an Stelle von U_t den Vorjahresumsatz U_{t-1} zu benutzen, obwohl der Erklärungswert dieser Variablen und damit der "Zufallsfehler" mit jenem von U_t vergleichbar ist (Vgl. Tab. A6). U_{t-1} dürfte jedoch mit kleineren Nicht-Stichprobenfehlern behaftet sein. Zum Hochrechnungszeitpunkt in $t+1$ liegen für die Größenklassen lediglich die Umsatzwerte für den September in $t-1$ vor, so daß die Jahreswerte der Größenklassen aus der Verteilung für $t-1$ geschätzt werden müssen. Das ist Ursache einer weiteren systematischen Fehlerkomponente, die bei Verwendung von U_{t-1} vermieden wird. Bei Heranziehung von U_{t-1} sind außerdem kleinere Meßfehler zu erwarten, denn die U_{t-1} -Daten stimmen mit den Meldungen an die amtliche Statistik eher überein³⁾. Aus diesen Gründen wurden Verhältnisschätzungen auch mit dieser Basisvariablen durchgeführt (Vgl. (13.1)). Sie liegen in den meisten Fällen in der Nähe von (10.3).

1) Vgl. dazu Kap. 12.2.1.

2) Vgl. S.133.

3) Vgl. dazu Kap. 12.2.2.

U_{t-1} sollte trotzdem im Falle der Verwendung des Umsatzes als Basisvariable U_t vorgezogen werden.

In der Abb. A37 sind für U_t, B_t und I_{t-1} auch ungeschichtete Verhältnisschätzungen (10.14), (10.15) und (10.16) dargestellt. Sie werden mit den Basismerkmale B_t und U_t bei der jährlichen Hochrechnung vom Ifo-Institut alternativ zu den separaten Verhältnisschätzungen angewandt. Diese Verfahren sind hinsichtlich des "Zufallsfehlers" wesentlich ungünstiger als separate Schätzungen (Vgl. Tab. A10). Die Schätzungen mit dem Merkmal B_t sind im Mittel gleichwertig, während bei U_t die ungeschichtete schlechter als separate Verhältnisschätzung abschneidet. Die Schätzung mit der Basisvariablen I_{t-1} ist dagegen aus schon angeführtem Grund besser als die separate Verhältnisschätzung. Im Falle der Variablen Umsatz und Beschäftigtenzahl sollte die separate Verhältnisschätzung der ungeschichteten vorgezogen werden. Die ungeschichtete Schätzfunktion entspricht formal der kombinierten Verhältnisschätzung bei proportionaler Aufteilung¹⁾. Diese ist nur dann optimal, wenn proportionale Aufteilung vorliegt und die Bedingungen für kombinierte Verhältnisschätzung günstig sind. Da die IT-Auswahl von der proportionalen Auswahl abweicht²⁾ und Verzerrungen innerhalb der Schichten nicht zu befürchten sind³⁾, wird der Stichprobenfehler der ungeschichteten Form höher als jener der separaten Verhältnisschätzung sein. Daß die Schätzungen voneinander nicht erheblich abweichen, kann als Robustheit der Verhältnisschätzung interpretiert werden⁴⁾.

In der Abb. A38 sind den separaten Verhältnisschätzungen mit den Basismerkmale B_t und U_t die kombinierten Verhältnisschätzungen (13.2) und (13.3) gegenübergestellt. Die beiden Formen liefern interessanterweise fast übereinstimmende Ergebnisse. Die separate Verhältnisschätzung sollte trotzdem der kombinierten Form vorgezogen werden, da Gefahr von Verzerrungen innerhalb der Schichten nicht vorhanden ist und die separate Verhältnisschätzung geringere Varianz hat. Es muß aber beachtet werden, daß die systematischen Fehler verschieden groß sind. Während bei der separaten Form

1) Vgl. dazu Kap. 6.5.3.

2) Vgl. dazu Kap. 8.

3) Vgl. dazu Kap. 11.

4) Vgl. dazu das empfindliche Verhalten der Regressionsschätzung (13.4).

die systematische Fehlerkomponente durch die Totalwerte bestimmt wird, beeinflussen diesen Fehler bei der kombinierten Verhältnisschätzung auch die Umfänge N_h der Schichten.

In der Abb. A39 erfolgt ein Vergleich der gewöhnlichen Verhältnisschätzung mit den verhältnisähnlichen Schätzfunktionen (10.6) und (10.18). Die entsprechenden Schätzfunktionen mit der Basisvariablen Beschäftigtenzahl (10.5) und (10.17) sind aus den Abb. A44 und A45 ersichtlich¹⁾. Die Unterschiede bei den ungeschichteten Schätzfunktionen sind größer als bei den geschichteten, was vermutlich eine Folge größerer Stichprobenverzerrung der verhältnisähnlichen Schätzung bei ungeschichteter Form ist. Bei der geschichteten Form ist ein geringerer "Zufallsfehler" zu erwarten (Vgl. Tab. A10). Die verhältnisähnliche Schätzfunktion sollte daher auch nur in geschichteter Form angewandt werden. Sie ist als Alternative zur einfachen Verhältnisschätzung denkbar, welche ihr jedoch wegen geringfügig niedrigerem M und im Mittel niedrigerem MSE vorgezogen werden sollte.

In der Abb. A39 sind auch die ungebundenen Schätzfunktionen (10.1) und (8.1) eingezeichnet. Die positive Verzerrung, die hauptsächlich durch die Auswahlverzerrung bedingt ist, ist deutlich erkennbar.

In den Abb. A40 und A41 sind den separaten Verhältnisschätzungen die separaten Regressionsschätzungen (10.7), (10.8) und (10.9) gegenübergestellt. Auf die Anwendung der kombinierten Regressionsschätzungen²⁾ wurde verzichtet, weil die Verzerrungsgefahr der Regressionsschätzungen innerhalb der Größenklassen gering ist³⁾. Mit der Basisvariablen B_t erfolgt, gemessen an M , eine Verschlechterung, mit I_{t-1} eine Verbesserung, während mit U_t die Treffsicherheit im Vergleich zu Verhältnisschätzungen etwa gleich bleibt. Der Unterschied zwischen den Schätzungen ist außer durch "Zufallsfehler" durch die unterschiedliche Größe des systematischen Fehlers bedingt, weil in die Regressionsschätzung außer den Totalwerten auch die N_h -Werte eingehen. Es läßt sich allerdings nicht beurteilen, wie sich dadurch diese Verzerrungskomponente verändert. An dieser Stelle wird auf den Einfluß der Schätzfunktion auf die Größe der systematischen Komponente näher eingegangen.

1) Sie entsprechen formal der ungebundenen Schätzfunktion (6.42) bei der PPB WR-Auswahl.

2) Vgl. (6.57).

3) Vgl. dazu Kap. 11.

Die Schätzverfahren beeinflussen nicht nur die Größe des "Zufallsfehlers", sondern auch maßgeblich die Größe des systematischen Fehlers, welcher durch die Nichtübereinstimmung der Ziel- und Auswahlgesamtheit bedingt ist. Diese systematische Komponente F_s wird definiert als Differenz zwischen dem Zielwert und dem Wert, welcher sich bei Ausdehnung der Erhebung auf die Auswahlgesamtheit und der Anwendung der konsistenten Schätzfunktion ergibt. Wie in Kap. 4. und 12. festgestellt wurde, unterscheiden sich die Auswahl- und Zielgesamtheit hinsichtlich aller Parameter. Diese Unterschiede sind in den Klassen, wie z.B. Beschäftigtengrößenklassen oder Fachzweigen, noch stärker ausgeprägt. Während in den Fachzweigen verschiedene fachliche Zuordnungen eine besondere Rolle spielen, kommt es innerhalb der Größenklassen wegen verschiedenen Erhebungseinheitsarten zu nicht übereinstimmenden Mengen. Aber auch auf der Ebene der gesamten Industrie, wo die Totalwerte gut übereinstimmen, unterscheiden sich die Gesamtheiten hinsichtlich der Menge ihrer Elemente. Die unterschiedliche Größe der so bedingten systematischen Komponente F_s wird am Beispiel einiger Schätzverfahren erläutert werden.

Freie Hochrechnung

$$F_s = I_Z - \frac{I_A}{N_A} N_Z \quad (13.13)$$

Das bedeutet, daß dieser Fehler auch dann nicht verschwindet, wenn die Ziel- und Auswahlgesamtheit identisch sind, d.h., wenn die Totalwerte übereinstimmen, aber N_A ungleich N_Z ist. Da vermutlich folgendes gilt:

$$N_U < N_A < N_B,$$

wird das hier bei den Betriebsdaten zu einer Überschätzungskomponente führen.

Verhältnisschätzung

$$F_s = I_Z - \frac{I_A}{B_A} B_Z \quad (13.14)$$

In Wirklichkeit sind die Gesamtheiten nicht identisch. Das heißt, daß die Totalwerte verschieden sind. Es ist jedoch zu erwarten, daß die Verhältnisse der Totalwerte nicht so stark differieren

wie die Totalwerte selbst. In diesem Falle wird der Fehler bei der Verhältnisschätzung gering sein. Unter der Annahme gleicher Totalwerte oder Verhältnisse der Totalwerte wird diese Verzerrungskomponente im Gegensatz zur einfachen Hochrechnung gleich null.

Regressionsschätzung

$$F_s = I_Z - \frac{I_A}{N_A} N_Z - \beta_A (B_Z - B_A) \quad (13.15)$$

Es ist zu ersehen, daß hier die Forderung der gleichen Totalwerte nicht genügt, damit der Fehler null wird. Die Regressionsschätzung wird deshalb und weil in sie Differenzen der Totalwerte eingehen hinsichtlich dieses Fehlers vermutlich schlechter als die Verhältnisschätzung sein. Es ist leicht zu erkennen, daß der Fehler bei den mehrdimensionalen und einer Reihe weiterer, hier untersuchter Verfahren wiederum einen anderen Wert hat.

Die Verbesserung der Verhältnisschätzung durch die Regressionsschätzung ist bei der Basisvariablen I_{t-1} möglicherweise auf die in Kap. 10. und 11. festgestellte MSE-Verminderung zurückzuführen. Mit dieser Variablen sollte daher die Regressionsschätzung angewandt werden. Bei den Basisvariablen Umsatz und Beschäftigtenzahl sollte die Verhältnisschätzung der Regressionsschätzung aus zwei Gründen vorgezogen werden. Zum einen ist durch die Regressionsschätzung unter Voraussetzung der SRS-Auswahl, gemessen an MSE, eine Effizienzverminderung zu erwarten. Zum anderen verhält sich die Regressionsschätzung bei verzerrenden Auswahlverfahren, wie die Simulationsuntersuchungen zeigen, wesentlich ungünstiger als die Verhältnisschätzung.

In der Abb. A41 sind die Ergebnisse der Regressionsschätzung mit der Variablen U_t und ohne Schichtung dargestellt (Vgl. (13.4)). Im Gegensatz zur Verhältnisschätzung ist hier ohne Schichtung ein starkes Absinken der Treffsicherheit festzustellen. Dieses Ergebnis ist die Folge der extremen positiven Schiefe und der Wirkung der Extremwerte, was sich, wie aus dem Kap. 11. hervorgeht, stark auf die Effizienz der Regressionsschätzung auswirkt. Durch die Aufteilung der Gesamtheit in Größenklassen wird die Schiefe reduziert und die Treffsicherheit der Regressionsschätzung nähert

sich der der Verhältnisschätzung. Die Regressionsschätzung reagiert außerdem weit empfindlicher auf verzerrende Auswahlpläne, so daß die Größenklassenaufteilung auch aus diesem Grunde geboten ist.

In der Abb. A42 sind die relativen Gesamtfehler einiger mehrdimensionaler Schätzverfahren mit den Merkmalen U_t, U_{t-1} und I_{t-1} aufgezeichnet.

Wie im Kap. 11. festgestellt wurde, ist durch die zweidimensionale Regressionsschätzung (10.12) im Vergleich zu einfachen Regressionsschätzungen ein Effizienzgewinn zu erwarten. Man muß allerdings auch hier berücksichtigen, daß die systematische Komponente bei dieser Schätzfunktion einen anderen Wert hat. M von (10.12) liegt etwas niedriger als jenes der einfachen Regressionsschätzungen.

Durch die dreidimensionale Regressionsschätzung (13.6) müßte, resultierend aus den vorigen Abschnitten, eher eine Effizienzverminderung erwartet werden. Wenn M dieser Schätzung trotzdem günstig liegt, so hängt das mit der unterschiedlichen Größe des systematischen Fehlers zusammen.

Im Kap. 11. wurde die zweidimensionale Verhältnisschätzung (10.10) als die effizienteste Schätzfunktion bestimmt. Insbesondere sollte sie vom Gesichtspunkt des "Zufallsfehlers" der entsprechenden mehrdimensionalen Regressionsschätzung vorgezogen werden. Obwohl hinsichtlich des Gesamtfehlers beide Schätzfunktionen im Mittel gleich liegen, können in den einzelnen Jahren beträchtliche Unterschiede auftreten. Im Vergleich zur einfachen Verhältnisschätzung (10.3) wurde in 11. ihr Effizienzgewinn als ca. 20% bestimmt. Wie aus der Tab. A19 hervorgeht, wird dieses Ergebnis in Bezug auf den Gesamtfehler bestätigt. Diese Schätzfunktion sollte gegenüber den einfachen Verhältnisschätzungen und der zweidimensionalen Regressionsschätzung bevorzugt werden. Eine gewisse Gefahr geht von I_{t-1} aus, die erheblich zum systematischen Fehler beiträgt. Wenn diese Variable zur Schätzung herangezogen wird, sollte sie nur mit einer anderen Variablen im Rahmen einer zweidimensionalen Verhältnisschätzung eingesetzt werden.

In der Abb. A43 sind die zweidimensionalen Verhältnisschätzungen mit den Basismerkmalen U_t und B_t (10.11) und (13.5) der zweidimensionalen Regressionsschätzung (10.13) gegenübergestellt. Von besonderem Interesse ist das Verhalten der zweidimensionalen Verhältnisschätzung mit gleichen Gewichten (13.5). Wie aus den Simulationsergebnissen hervorgeht, ist sie der Schätzfunktion mit aus der Stichprobe bestimmten Gewichten bei größeren n unterlegen. Sie hat aber den Vorteil, daß sie wesentlich einfacher und bei kleinen Stichprobenumfängen zuverlässiger ist. Die Anwendung der zweidimensionalen Verhältnisschätzung ist vom Gesichtspunkt des "Zufallsfehlers" nur dann sinnvoll, wenn die Effizienz der einzelnen Variablen in einfachen Verhältnisschätzungen vor der Hochrechnung nicht bestimmt und die "bessere" Variable herausgefunden wird; denn sie ist im Vergleich zur einfachen Verhältnisschätzung mit der besseren Variablen in der Regel weniger effizient.

Die Regressionsschätzung (10.13) ist, gemessen an MSE, vermutlich weniger effizient als die Verhältnisschätzung (10.11) mit aus der Stichprobe berechneten Gewichten¹⁾. M von (10.13) ist größer als M von (10.11) und (13.5), so daß (10.13) nicht angewandt werden sollte. Wie aus der Abb. A43 zu ersehen ist, unterscheiden sich die Schätzungen nach (10.11) und (13.5) nicht sehr. In der Tab. A20 sind die aus der Stichprobe berechneten Gewichte in den einzelnen Größenklassen dargestellt, die in den meisten Fällen von den 0,5-Gewichten erheblich abweichen. (13.5) wird daher weniger effizient als (10.11) sein; sie ist aber wesentlich einfacher und sollte (10.11), weil die Hochrechnungsergebnisse voneinander nicht erheblich abweichen, vorgezogen werden. Bei der Entscheidung zwischen der einfachen Verhältnisschätzung und diesem Mittelwert sollte auch berücksichtigt werden, daß die systematische Komponente, bedingt durch die Nichtübereinstimmung der Ziel- und Auswahlgesamtheit, einen anderen Wert hat. Die Verzerrung liegt hier zwischen den systematischen Fehlern der einfachen Verhältnisschätzungen. Dieses Schätzverfahren ist auch aus diesem Grunde sicherer, weil letztlich nicht einwandfrei nachzuweisen ist, ob die Beschäftigtenzahl oder der Umsatz kleinere Verzerrungen zur Folge haben.

1) Vgl. dazu Kap. 10. und 11.

In den Abb. A44 und A45 sind die Ergebnisse der Schätzverfahren, welche auf der PPB-Auswahl basieren, aufgezeichnet. Bei den Schätzfunktionen der Abb. A44 wird davon ausgegangen, daß eine ungeschichtete PPS-Auswahl vorliegt, während (10.5), (13.8), (13.10) und (13.12) von einer größenproportionalen Auswahl innerhalb der Größenklassen ausgehen. Wie im Kap. 8. ausgeführt wurde, ist bei der Annahme der ungeschichteten Auswahl eher die PPS-Auswahl mit Zurücklegen angemessen. Die auf der PPS WOR-Auswahl basierende, ungebundene Schätzfunktion dürfte in diesem Falle zu Überschätzungen führen. Das wird in der Abb. A44 deutlich. Die Schätzfunktion (13.9) hat offensichtlich positive Verzerrungen zur Folge. Es muß allerdings berücksichtigt werden, daß diese Verzerrung durch die positiv verzerrte Näherungsform der Horwitz-Thompson-Schätzfunktion¹⁾ verstärkt wird. Die ungebundene Schätzfunktion für die PPB WR-Auswahl (10.17), welche formal mit der verhältnisähnlichen Schätzfunktion bei der SRS-Auswahl übereinstimmt, liefert, wie erwartet, im Vergleich dazu wesentlich kleinere Werte. In der Abb. A44 sind auch die Ergebnisse der PPB WOR-Verhältnisschätzung mit der Basisvariablen B_t (13.11) eingezeichnet. Diese Funktion hat sich, im Gegensatz zu (13.9), bei der Simulation bewährt. Im Mittel liefern sie ähnliche Resultate wie die vergleichbare Verhältnisschätzung für die SRS-Auswahl ohne Schichten (10.14). Die auf der PPB WR-Auswahl aufbauende Verhältnisschätzung mit der Basisvariablen U_t (13.7) verhält sich wie die entsprechende SRS-Verhältnisschätzung (10.15).

Im Kap. 8. wurde gezeigt, daß bei der Konstruktion der Schätzfunktionen von der geschichteten Auswahl ausgegangen werden sollte. Innerhalb der Schichten dürfte wegen geringer Auswahlverzerrungen eher die PPS-Auswahl ohne Zurücklegen zutreffen. Die auf diesem Auswahlverfahren basierende, ungebundene Schätzfunktion (13.10) liefert in der Tat gute Ergebnisse, obwohl noch eine geringe, positive Verzerrung im Vergleich zu (10.2) zu beobachten ist. Die auf der PPB WR-Auswahl aufbauenden Verfahren verhalten sich hier, wie erwartet, nicht so gut. Insbesondere fallen die schlechten Ergebnisse der Verhältnisschätzung mit dem Basismerkmal U_t auf, welche schlechter als die entsprechende SRS-Schätzung ist. Die PPB WOR-

1) Vgl. dazu Kap. 11.

Verhältnisschätzung mit der Basisvariablen B_t (13.12) liefert von den PPS-Verfahren die besten Ergebnisse, was im Einklang mit den Simulationsergebnissen ist. Sie unterscheidet sich in der Treffsicherheit nicht erheblich von der entsprechenden, wesentlich einfacheren SRS-Verhältnisschätzung (10.2).

Wie im Kap. 11. ausgeführt wurde, ist die Anwendung von Schätzfunktionen, die auf der PPS-Auswahl beruhen, nicht sinnvoll. Am ehesten käme die Anwendung der Schätzfunktion (13.12) in Frage. Die Größe des systematischen Fehlers wird hier allerdings auch durch die N_h -Werte beeinflusst. Im Rahmen von Simulationsuntersuchungen wurde festgestellt, daß die gewöhnliche Verhältnisschätzung auf- auch beim IT vorhandene- verzerrende Auswahlverfahren außergewöhnlich gut reagiert. Sie sollte daher, trotz in den Größenklassen vorhandenen Auswahlverzerrungen, den PPS-Schätzfunktionen vorgezogen werden.

Im folgenden wird die Treffsicherheit der Schätzverfahren innerhalb der Größenklassen untersucht, um eventuelle größenklassenspezifische Unterschiede festzustellen. In den Abb. A46 bis A48 sind die relativen Fehler einiger Verfahren innerhalb der Größenklassen aufgezeichnet. Die besten Schätzungen sind in der GK 3 festzustellen, während in den Größenklassen 2 und 4 vergleichsweise schlechte Schätzungen vorliegen. Unter den besten Verfahren der GK 2 liegt die ungebundene Hochrechnung, was im Einklang mit den Ergebnissen des Kap. 10 ist, wo festgestellt wurde, daß die gebundenen Verfahren in der GK 2 nicht effizienter sind. Der wichtigere Grund ist allerdings die geringe Auswahlverzerrung in der GK 2¹⁾. Unter den schlechtesten Verfahren liegt hier die gewöhnliche Verhältnisschätzung mit der Basisvariablen Umsatz. In den Größenklassen 3 und insbesondere 4 befindet sich die freie Hochrechnung unter den schlechtesten Verfahren. In der GK 3 liefern die Verfahren, die Umsatz als zusätzliche Variable verwenden, zumeist beste Schätzungen. Unter den besten Schätzverfahren der GK 4 sind fast durchwegs Verhältnisschätzungen, während Verfahren, in welchen N_4 verwendet wird, schlecht abschneiden. Die verzerrungsfreie Verhältnisschätzung (11.7) hat eine geringere Treffsicherheit als die einfache Verhältnisschätzung. Die Differenz ist vermutlich hauptsächlich durch den anderen Betrag der systematischen Komponente bedingt, weil in (11.7) N_4 eingeht. In der GK 4 sollte daher auf Schätzverfahren, welche N_h verwenden, verzichtet werden.

1) Vgl. Abb. A4

Es muß nun festgestellt werden, ob die relativ schlechten Schätzungen in den Größenklassen 2 und 4 durch "Zufallsfehler" oder systematische Fehler bedingt sind. Um die Größenordnung des relativen Zufallsfehlers zu bestimmen, wurde angenommen, daß die Grundgesamtheit wie die Stichprobe strukturiert ist und die Auswahl nach dem SRS WOR-Verfahren erfolgt. Angewandt wurde die Verhältnisschätzung mit der Basisvariablen B_t (10.14). Als relativer Zufallsfehler wurde $20\frac{\hat{\sigma}}{I_N} / \bar{I}_{n_h}$ gebildet. Die Ergebnisse sind aus der Tab. A21 zu entnehmen. I_{N_h} Der Mittelwert beträgt in der GK 2 23,6%, in der GK 3 17,5% und in der GK 4 17,5%. Man sieht, daß die großen Fehlschätzungen in der GK 2 vermutlich vorwiegend durch den Zufallsfehler und damit die Heterogenität und kleinen Auswahlssatz in dieser Größenklasse bedingt sind. Die schlechtere Treffsicherheit in der GK 4 als in der GK 3 hat offenbar, weil gleich große Zufallsfehler zu erwarten sind, größere systematische Fehler zur Ursache. Das ist verständlich, weil in der GK 4 der Unterschied zwischen den Erhebungseinheiten der amtlichen Statistik und des IT am größten ist und damit hier die größten Zuordnungsunterschiede vorhanden sind¹⁾. Das Verhältnis Zufallsfehler zum systematischen Fehler ist also nicht nur von der Industriegruppe, sondern auch von der Größenklasse abhängig.

Obwohl die Treffsicherheit in der GK 3 hoch ist, ist ihr Beitrag zum Gesamtfehler groß. Hierzu wurde für die Schätzfunktion (10.14) folgender Wert in jeder Größenklasse bestimmt:

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^{t=T} \left| \frac{\hat{I}_{N_h} - I_{N_h}}{I_N} \right| ,$$

welcher in der GK 2 4,9%, in der GK 3 4,9% und in der GK 4 2,1% beträgt. Die größten Anstrengungen zur Verbesserung der Schätzung müssen daher in den Größenklassen 2 und 3 gemacht werden.

Aus diesen Ergebnissen geht hervor, daß kein Verfahren in allen Größenklassen das beste ist. Die gewöhnlichen Verhältnisschätzungen befinden sich zumeist unter den treffsichersten.

1) Aus den Abb. A28, A29 und A31 ist ersichtlich, daß die größten Unterschiede zwischen der Betriebs- und Unternehmensgesamtheit in der GK 4 vorhanden sind.

Aus dem Kap. 13. geht hervor, daß die Kriterien minimaler Zufallsfehler und minimaler Gesamtfehler nicht zu den gleichen Schätzverfahren führen. Der Grund dafür ist der erhebliche Beitrag der systematischen Fehlerkomponenten, die sich außerdem im Zeitverlauf verändern. Daher schneiden, gemessen an M, 17 Verfahren besser oder gleich wie die vom Ifo-Institut angewandte Verhältnisschätzung mit dem Basismerkmal Umsatz (10.3) ab. Darunter ist eine Anzahl von Schätzfunktionen, die vom Gesichtspunkt des Zufallsfehlers nicht zu empfehlen sind. Um die in der vorliegenden Untersuchung gewonnenen Ergebnisse zu erhärten, sollten Hochrechnungen für weitere Industriegruppen und größere Zeiträume nach Verfahren, die hier in die engere Auswahl einbezogen wurden, durchgeführt werden.

C. Literaturverzeichnis

- 1) Ajgaonkar, S.G.P.: On Horwitz and Thompson's T_1 -class of linear estimators, in: Metrika, 11 (1967), S.16ff
- 2) Ajgaonkar, S.G.P.: On the non-existence of best estimator for the entire class of linear estimators, in: Sankhya (A), 31 (1969), S.455ff
- 3) Anderson, O.: Probleme der statistischen Methodenlehre in den Sozialwissenschaften, Würzburg 1965
- 4) Anderson, O. jun., Bauer, R.K. u. Giehl, R.: Zur Theorie des Konjunkturtests. Modelltheoretische Betrachtungen, in: Ifo-Studien, 1. Jg. (1955), S.159ff
- 5) Beale, E.M.L.: Some use of computers in operational research, in: Industrielle Organisation, 31 (1962), S.27ff
- 6) Bonhoeffer, F.O. u. Streck, W.R.: Der Investitionstest des Ifo-Instituts, in: Ifo-Studien, 12. Jg. (1966), S.43ff
- 7) Bowley, A.L.: Measurement of the precision attained in sampling, in: Bulletin de l'Institut International de Statistique, Vol. XXII, 1^{ère} Livraison, S.1ff
- 8) Bruckmann, G.: Schätzung von Wahlresultaten aus Teilergebnissen, Wien-Würzburg 1966
- 9) Carell, E.: Allgemeine Volkswirtschaftslehre, Heidelberg 1972
- 10) Chaudhuri, A.: Some results concerning Horwitz-Thompson's T_1 -class of estimators, in: Metrika, 22 (1975), S.217ff
- 11) Cochran, W.G.: Stichprobenverfahren, Berlin-New York 1972
- 12) Deming, W.E.: Some Theory of Sampling, New York 1950
- 13) Durbin, J.: Some results in sampling theory when units are selected with unequal probabilities, in: JRSS (B), 15 (1953), S.262ff
- 14) Durbin, J.: A note on the application of Quenouille's method of bias reduction to the estimation of ratios, in: Biometrika, 46 (1959), S.477ff
- 15) Fellegi, I.P.: Sampling with varying probabilities without replacement: rotating and non-rotating samples, in: JASA, 58 (1963), S.183ff
- 16) Fisz, M.: Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik, Berlin 1965
- 17) Frick, O.: Die neue Statistik über die Investitionen im produzierenden Gewerbe, in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1965, H. 7, S.433ff
- 18) Führer, H.: Probleme der statistischen Bestimmung der volkswirtschaftlichen Investitionen, in: Ifo-Studien, 1. Jg. (1955), H. 1, S.22ff
- 19) Ghosh, B.: Double sampling with many auxiliary variates, in: BCSEA, 1 (1947), S.91ff
- 20) Godambe, V.P.: A unified theory of sampling from finite populations, in: JRSS (B), 17 (1955), S.268ff

- 21) Godambe, V.P. u. Joshi, V.M.: Admissibility and Bayes estimation in sampling from finite populations, in: AMS, 36 (1965)
- 22) Goodman, L.A. u. Hartley, H.O.: The precision of unbiased ratio-type estimators, in: JASA, 53 (1958), S. 491ff
- 23) Hansen, M.H. u. Hurwitz, W.N.: On the theory of sampling from finite populations, in: AMS, 14 (1943), S. 333ff
- 24) Hansen, M.H., Hurwitz, W.N. u. Gurney, M.: Problems and methods of the sample survey of business, in: JASA, 41 (1946), S. 173ff
- 25) Hansen, M.H., Hurwitz, W.N. u. Madow, W.G.: Sample Survey Methods and Theory I, II, New York 1953
- 26) Hanurav, T.V.: Some sampling schemes in probability sampling, in: Sankhya (A), 24 (1962), S. 421ff
- 27) Hartley, H.O. u. Ross, A.: Unbiased ratio estimators, in: Nature, 174 (1954), S. 270ff
- 28) Heinhold, J. u. Gaede, K.-W.: Ingenieur-Statistik, München-Wien 1972
- 29) Horwitz, D.G. u. Thompson, D.: A generalisation of sampling without replacement from finite universe, in: JASA, 47 (1952), S. 663ff
- 30) Ifo-Institut (Hrsg.): Zahlen zur Investitionstätigkeit ausgewählter Wirtschaftsbereiche für die Jahre 1967 bis 1974, Ausgabe 1975, in: Sonderbeilage zur Wirtschaftskonjunktur, 27. Jg. (1975), Nr. 11
- 31) Jorgensen, D.W.: Econometric studies of investment behaviour: a survey, in: The Journal of Economic Literature, 9 (1971), S. 1111ff
- 32) Kaiser, G. u. Benning, B.: Kapitalbildung und Investitionen in der deutschen Volkswirtschaft 1924 bis 1928, in: Vierteljahreshefte zur Konjunkturforschung, Sonderheft Nr. 22 (1931)
- 33) Kellerer, H.: Theorie und Technik des Stichprobenverfahrens, München 1953
- 34) Kish, L., Namboodiri, N.K. u. Pillai, R.K.: The ratio-bias in survey, in: JASA, 57 (1962), S. 863ff
- 35) Koop, J.C.: On the axioms of sample formation and their bearing on the construction of linear estimates in sampling theory for finite universes, in: Metrika, 7 (1963), S. 81ff
- 36) Kricke, M.: Die Investitionsaufwendungen der Investitions- und Verbrauchsgüterindustrien: ihre Schätzung aus Investitionserhebungsdaten, in: Ifo-Studien, 21. Jg. (1975), S. 8ff
- 37) Kupka, G. Methoden und erste Ergebnisse des Industriezensus 63, in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1965, H. 6, S. 359ff
- 38) Kusnets, S.: Commodity Flow and Capital Formation, New York 1938
- 39) Lahiri, D.B.: A method of sample selection providing unbiased ratio estimators, in: BISI, 33, 2 (1951), S. 133ff
- 40) Meyer, J.R. u. Kuh, E.: The Investment Decision, Cambridge 1957
- 41) Mickey, M.R.: Some finite population unbiased ratio and regression estimators, in: JASA, 54 (1959), S. 594ff
- 42) Midzuno, H.: On the sampling system with probability proportionate to sum of sizes, in: AISM, 3 (1952), S. 99ff

- 43) Morgenstern, O.: Über die Genauigkeit wirtschaftlicher Beobachtungen, München 1952
- 44) Murthy, M.N.: Ordered and unordered estimators in sampling without replacement, in: Sankhya, 18 (1957), S. 379ff
- 45) Murthy, M.N. u. Nanjamma, N.S.: Almost unbiased ratio estimates based on interpenetrating sub-sample estimates, in: Sankhya, 21 (1959), S. 381ff
- 46) Murthy, M.N.: Sampling Theory and Methods, Calcutta 1967
- 47) Murthy, M.N. u. Singh, M.P.: On the concepts of best and admissible estimators, in: Sankhya (A), 31 (1969), S. 343ff
- 48) Nanjamma, M.N., Murthy, M.N. u. Sethy, V.K.: Some sampling systems providing unbiased ratio estimators, in: Sankhya, 21 (1959), S. 299ff
- 49) Narain, R.D.: On sampling without replacement with varying probabilities, in: JISAS, 3 (1951), S. 169ff
- 50) Olkin, I.: Multi-variate ratio estimation for finite populations, in: Biometrika, 45 (1958), S. 154ff
- 51) Pathak, P.K.: On sampling schemes providing unbiased ratio estimators, in: AMS, 35 (1964), S. 222ff
- 52) Quenouille, M.H.: Notes on bias in estimation, in: Biometrika, 43 (1956), S. 353ff
- 53) Raj, D.: Ratio estimation in sampling with equal and unequal probabilities, in: JISAS, 6 (1954), S. 127ff
- 54) Raj, D.: Some estimators in sampling with varying probabilities without replacement, in: JASA, 51 (1956), S. 269ff
- 55) Raj, D.: On the relative accuracy of some sampling techniques, in: JASA, 53 (1958), S. 98ff
- 56) Raj, D.: On a method of using multi-auxiliary information in sample surveys, in: JASA, 60 (1965), S. 270ff
- 57) Raj, D.: On a method of sampling with unequal probabilities, in: Ganita, 17 (1966)
- 58) Raj, D.: Sampling Theory, New York 1968
- 59) Rao, J.N.K., Hartley, H.O. u. Cochran, W.G.: A simple procedure of unequal probability sampling without replacement, in: JRSS (B), 24 (1962), S. 482ff
- 60) Rao, P.S.R.: Comparison of four ratio-type estimates under a model, in: JASA, 64 (1969), S. 574ff
- 61) Rischert, A.: Methode und Erkenntniswert der direkten Erfassung industrieller Investitionen, Dissertation München 1960
- 62) Robson, D.S.: Applications of multivariate polykays to the theory of unbiased ratio type estimation, in: JASA, 52 (1957), S. 511ff
- 63) Robson, D.S. u. Vithyasai, C.: Unbiased component-wise ratio estimation, in: JASA, 56 (1961), S. 350ff
- 64) Schaffranek, M.: Zur prognostischen Bedeutung von quantitativen Investitionsplänen aus Erhebungen des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung; ein Versuch, die Aussagekraft durch klassifizierende Informationsauswertung zu erhöhen, Dissertation Mannheim 1971
- 65) Schneeweiß, H.: Ökonometrie, Würzburg-Wien 1971
- 66) Schürry, O.: Investitionsstatistik, in: Handwörterbuch der Sozialwissenschaften, Band V, Stuttgart-Tübingen-Göttingen 1956
- 67) Sen, A.R.: On the estimate of variance in sampling with varying probabilities, in: JISAS, 5 (1953), S. 119ff

- 68) Sharma,S.S.: On an estimator in T_2 -class of linear estimators in sampling with varying probabilities from finite populations, in: AISM,22 (1970),S.495ff
- 69) Singh,M.P.: Ratio cum product method of estimation,in: Metrika, 12 (1967)
- 70) Srivastava,S.K.: A generalized estimate for the mean of a finite population using multi-auxiliary information,in: JASA,66 (1971), S.404ff
- 71) Srivastava,S.K.: A note on Olkin's multivariate ratio estimator, in: JISA,4 (1966),S.202ff
- 72) Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Stichproben in der amtlichen Statistik,Stuttgart 1960
- 73) Stenger,H.: Lineare und nichtlineare Schätzfunktionen in der Stichprobentheorie,in: Statistische Hefte,Neue Folge,Bd. 13 (1972)
- 74) Stenger,H.: Stichprobentheorie,Würzburg-Wien 1971
- 75) Strigel,W.: Die industrielle Investitionstätigkeit,in: Wirtschaftskonjunktur,14.Jg. (1962),H.3,S.24ff
- 76) Strigel,W.: Die Konjunkturumfragen des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung,in: AStA,49 (1965),H.2,S.129ff
- 77) Sukhatme,P.V.: Sampling Theory of Surveys with Applications, Ames 1954
- 78) Sukhatme,P.V.: Generalized Hartley-Ross unbiased ratio-type estimator,in: Nature,196 (1962),S.1138ff
- 79) Talukder,M.A.H.: Multivariate regression estimates for finite populations,in: AISM (1968),S.441ff
- 80) Tin,M.: Comparison of some ratio estimates,in: JASA,60 (1965), S.294ff
- 81) Tripathi,T.P.: A regression-type estimator in sampling with pps and with replacement,in: AJS,11,3 (1969),S.140ff
- 82) Vermetten,J.B. u. van Beeck,J.G.: Investitionsvorausschätzung durch größenproportionale Auswahl aus geschichteter Stichprobe, in: Ifo-Studien,11.Jg.(1965),S.1ff
- 83) Williams,W.H.: Generating unbiased ratio and regression estimators,in: Biometrics,17 (1961),S.267ff
- 84) Williams,W.H.: The precision of some unbiased regression estimators,in: Biometrics,19 (1963),S.352ff
- 85) Wobbe,K.: Die Verwendung von Zahlen der amtlichen Statistik bei der Aufbereitung der IT-Ergebnisse für die Industrie,Internes Merkblatt des Ifo-Instituts,IX/4/1964
- 86) Wobbe,K.: Vergleich der Ergebnisse der amtlichen Investitions-erhebung in der Industrie mit den Ergebnissen des Ifo-IT für die Jahre 64 und 65,Internes Merkblatt des Ifo-Instituts,IX/3/ 1968
- 87) Wobbe,K.: Vergleich der Ergebnisse der amtlichen Investitions-erhebung in der Industrie mit den Ergebnissen des Ifo-IT für die Jahre 67 und 68,Internes Merkblatt des Ifo-Instituts,IX/2/ 1971
- 88) Yates,F. u. Grundy,P.M.: Selection without replacement from within strata with probability proportional to size,in: JRSS (B),15 (1953),S.253ff
- 89) Zarkovich,S.S.: On the efficiency of sampling with varying probabilities and the selection of units with replacement,in: Metrika,3 (1960),S.53ff

D. Anhang

Jahreserhebung der Investitionen bei Betrieben der Industrie und des Bergbaus für das Jahr 1975

Dieses Exemplar bleibt beim Betrieb

Rechtsgrundlage: Gesetz über die Statistik im Produzierenden Gewerbe vom 6. November 1975 (BGBl. I S. 2779) in Verbindung mit dem Gesetz über die Statistik für Bundeszwecke (StatGes) vom 3. September 1953 (BGBl. I S. 1314). Die Einzelangaben werden, soweit nicht die Weitergabe nach § 10 des Gesetzes über die Statistik im Produzierenden Gewerbe zugelassen ist, gemäß § 12 StatGes geheimgehalten.

Einsendetermin: 10. Juni 1976

Diese Betriebsmeldung bezieht sich auf den Betrieb in

Bearbeiter: _____ Fernruf (Amt, Nr.) _____ Hausruf _____
Herr/Frau/Fräulein _____

Bitte freilassen										Loch- spalte
Angaben für den Betrieb										
Art								3	1	
Land									2—3	
Reg.-Bez./Kreis									4—6	
Lfd. Nr.									7—12	
Gemeindeschl.									13—15	
Wirtschaftsklasse									16—20	
Angaben für das Unternehmen										
Art								2	23	
Land								0	9	
Reg.-Bez./Kreis									24—28	
Lfd. Nr.									29—34	
Wirtschaftsklasse									35—39	

Bitte beachten!

- Nur für jede örtlich getrennte Hauptverwaltung mit 20 und mehr Beschäftigten eines Industrieunternehmens und für jeden produzierenden Betrieb mit 20 und mehr Beschäftigten von industriellen und auch nichtindustriellen Unternehmen ist ein solcher Betriebsbogen auszufüllen.
- Diese Betriebsmeldung bezieht sich auf den ganzen Betrieb (einschließlich der mit dem Betrieb örtlich verbundenen nichtindustriellen Betriebsteilen, wie z. B. Verwaltungs- und Handelsabteilungen, Redaktions- und Verlagsabteilungen, baugewerblichen Abteilungen, Sozialeinrichtungen usw.). Einzelbeziehungen sind auch die mit dem Betrieb örtlich verbundenen oder in dessen Nähe liegenden und für den Betrieb tätigen Verwaltungs-, Reparatur-, Montage- und Hilfsbetriebe, handwerklichen Nebenbetriebe usw.
- Alle Angaben bitte für das Geschäftsjahr 1975 machen. Deckt sich das Geschäftsjahr nicht mit dem Kalenderjahr, so ist das Geschäftsjahr zu wählen, das im Jahre 1975 endet.
- Beim Ausfüllen bitte die Anmerkungen zu den einzelnen Abschnitten beachten.

I. Tätige Personen in den industriellen und nichtindustriellen

Teilen des Betriebes

Stand: Ende September 1975

11

II. Investitionen ① Im Geschäftsjahr 1975 (einschl. für Anlagen zum Umweltschutz) in vollen DM

(erworbene und selbsterstellte Sachanlagen für betriebliche Zwecke — einschließlich Anlagen im Bau)

Bitte nicht den Bestand an Sachanlagen angeben, sondern die Brutto-Zugänge ohne Umbuchungen

1. Grundstücke mit Geschäfts-, Fabrik-, Wohn- und anderen Bauten (einschließlich Gleisanlagen, Kanalbauten, Parkplätze usw. sowie einschließlich Bauarbeiten auf bereits bebauten Grundstücken), Bauten auf fremden Grundstücken	51
2. Grundstücke ohne Bauten (einschließlich Grundstücks-Aufschließungskosten u. ä.)	52
3. Maschinen u. masch. Anlagen, Betriebs- u. Geschäftsausstattung (einschließlich Werkzeuge, aktivierter geringwertiger Wirtschaftsgüter, Fahrzeuge u. Schiffe)	53
4. Bruttozugänge insgesamt (Ziffern 1. bis 3.)	54
5. In den Bruttozugängen insgesamt (Ziffer 4) ist enthalten: Anschaffungswert der in gebrauchtem Zustand erworbenen Gebäude und bebauten Grundstücke	56

- ① Bitte die Investitionen für das gesamte Unternehmen auf Betriebe aufteilen und hier die Zugänge jener Anlagegüter aufführen, die sich am Ende des Geschäftsjahres tatsächlich in diesem Betrieb befunden haben. Umsetzungen von Anlagen von einem Betrieb zum anderen des gleichen Unternehmens sind also nicht zu berücksichtigen.



Investitionstest 1975/76

Falls nicht unter der Kenn-Nummer anders verlangt, Angaben erbeten für sämtliche Produktionsstätten in der Bundesrepublik einschl. Berlin (West). Ist ein gefragter DM-Betrag gleich null, in jedem Fall eine „0“ einsetzen.



Allgemeine Angaben

Fertigungszweig entsprechend der Meldung zur Industrieberichterstattung	Beschäftigte Ende September (Teilzeitbeschäftigte auf Ganztagskräfte umrechnen)		Jahresumsatz in 1000 DM (ohne MwSt, ohne Handelsware und ohne interne Umsätze)	
	1974	1975	1974	1975
Schwerpunkt				
übrige Zweige				
Gesamtes Unternehmen				



Investitionsausgaben in den Jahren 1974 und 1975

Art der Investitionen	Brutto-Anlageinvestitionen in 1000 DM		Bestand an vergebenen Investitionsaufträgen *) Ende 1975 in 1000 DM
	1974	1975	
Betriebsbauten einschl. der in Bau befindlichen (ohne Wohnungsbauten, ohne unbebaute Grundstücke)			
Geräte und Maschinen einschl. der selbstgestellten Anlagen, Fahrzeuge, Betriebs- u. Geschäftsausstattung usw. (ohne gebrauchte u. ohne zur Vermietung bestimmte Anlagen)			
Insgesamt			
davon: Investitionen für Umweltschutz (entspr. der Abgrenzung der amtli. Statistik, aber ohne unbebaute Grundstücke, Erläuterungen beachten)			

*) Geschätzter Wert der Investitionsaufträge (auch an eigene Werkstätten), die bis Ende 1975 vergeben aber noch nicht ausgeführt waren, ohne Berücksichtigung etwaiger Anzahlungen.



Investitionspläne 1976

1. a) Wir werden 1976 voraussichtlich Investitionen durchführen
(einschl. Bauinvestitionen, unter Berücksichtigung des unter II gemel-
deten Bestandes an vergebenen Investitionsaufträgen)

ja ☐ nein ☐

größer ☐ schätzungsweise um%

etwa gleichgroß ☐

kleiner ☐ schätzungsweise um%

b) Der wertmäßige Umfang wird nach unseren gegenwärtigen
Vorstellungen im Vergleich zu 1975 sein

ja ☐ nein ☐

größer ☐ schätzungsweise um%

etwa gleichgroß ☐

kleiner ☐ schätzungsweise um%

2. a) Die unter 1 angegebenen Investitionspläne enthalten auch
Bauinvestitionen

(ohne Wohnungsbauten, unter Berücksichtigung des unter II gemel-
deten Bestandes an vergebenen Investitionsaufträgen)

b) Der wertmäßige Umfang wird nach unseren gegenwärtigen
Vorstellungen im Vergleich zu 1975 sein

IV

Investitionsziele 1975 und 1976 -143-

Bitte beachten Sie vor der Beantwortung das Beispiel in den Erläuterungen.

1. Unsere Investitionstätigkeit war 1975 in **erster Linie** abgestellt bzw. wird sich 1976 **überwiegend** erstrecken auf
(Wenn sich die Investitionstätigkeit auf mehr als ein Ziel erstreckt, bitte die Rangfolge durch entsprechende Ziffern [1, 2, ...] in den fettgedruckten Kästchen kennzeichnen)

	1975	1976
Erweiterung	☐	☐
a) unter Beibehaltung des bestehenden Produktionsprogrammes	☐	☐
b) unter Änderung bzw. Ausweitung des Produktionsprogrammes	☐	☐
Rationalisierung	☐	☐
a) gerichtet auf Lohn- und Gehaltskosten	☐	☐
b) gerichtet auf sonstige Kosten	☐	☐
Ersatzbeschaffung	☐	☐
2. Die Investitionen dienten 1975 bzw. sollen 1976 auch der Einführung neuer Fertigungs- und Verfahrenstechniken dienen	☐	☐

VI

Entwicklung der Produktionskapazität

Die bei **voller Auslastung** (d.h. ohne Rücksicht auf Veränderungen des Auftragseingangs und der sich u.U. daraus ergebenden tatsächlichen Besetzung bereits vorhandener Arbeitsplätze) **erreichbare Leistungsfähigkeit** unserer Produktionsanlagen war Ende 1975 im Vergleich zu Ende 1974 _____ % ¹⁾ größer um etwa
 wird 1976 im Vergleich zu Ende 1975 sein _____ % ¹⁾ größer um etwa

etwa gleichgroß ☐	etwa gleichgroß ☐
kleiner um etwa _____ % ¹⁾	kleiner um etwa _____ % ¹⁾

¹⁾ Folgende Maßnahmen haben zu oben genannter Kapazitätsveränderung geführt (siehe auch Erläuterungen), Zutreffendes bitte ankreuzen:
 falls größer: Zugänge an Anlagen (auch gebraucht, gemietet) ☐ organisatorische Maßnahmen ☐ technische Änderungen ☐
 falls kleiner: ersatzloser Verkauf, Verschrottung ☐ technische Änderungen ☐ Brand, Wasser etc. ☐ Abnutzung ☐

VI

Motive für die Investitionen im Bereich der Bundesrepublik

Wir haben investiert bzw. werden investieren wegen:	In den vergangenen 5 Jahren		In den kommenden 5 Jahren		Dabei wird dieses Motiv an Bedeutung gewinnen		verlieren	
1) zu kleiner Produktionskapazitäten	☐	15	☐	27	☐	39	☐	
2) Rationalisierung	☐	16	☐	28	☐	40	☐	
3) Umstellung bzw. Ausweitung des Produktionsprogramms	☐	17	☐	29	☐	41	☐	
4) Umstellung auf neue Produktionsmethoden	☐	18	☐	30	☐	42	☐	
5) Qualitätsverbesserung	☐	19	☐	31	☐	43	☐	
6) Anlagen für Forschung und Entwicklung	☐	20	☐	32	☐	44	☐	
7) Verbesserung der Arbeitsbedingungen, soziale Infrastruktur	☐	21	☐	33	☐	45	☐	
8) Umweltschutz	☐	22	☐	34	☐	46	☐	
Dabei haben (werden) folgende Anlässe eine besondere Rolle gespielt (spielen):								
1) technische Entwicklung	☐	23	☐	35	☐	47	☐	
2) Arbeitskräftemangel	☐	24	☐	36	☐	48	☐	
3) Veränderungen der Nachfragestruktur	☐	25	☐	37	☐	49	☐	
4) Energie- und Rohstoffverteuerung	☐	26	☐	38	☐	50	☐	

Für eventuelle Rückfragen:

Welche Stelle Ihres Hauses hat diesen Fragebogen bearbeitet?

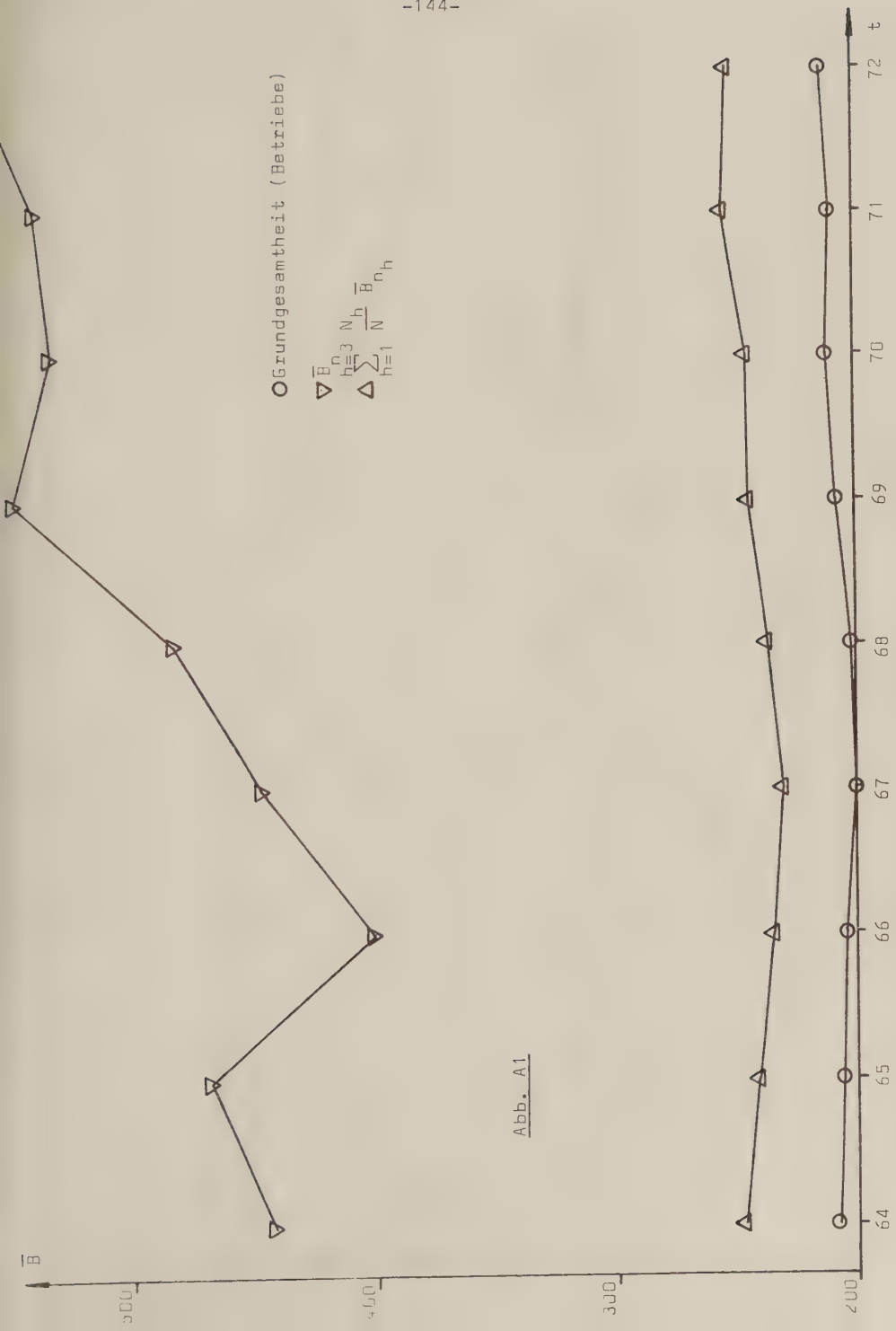
(Abteilung, Sachbearbeiter)

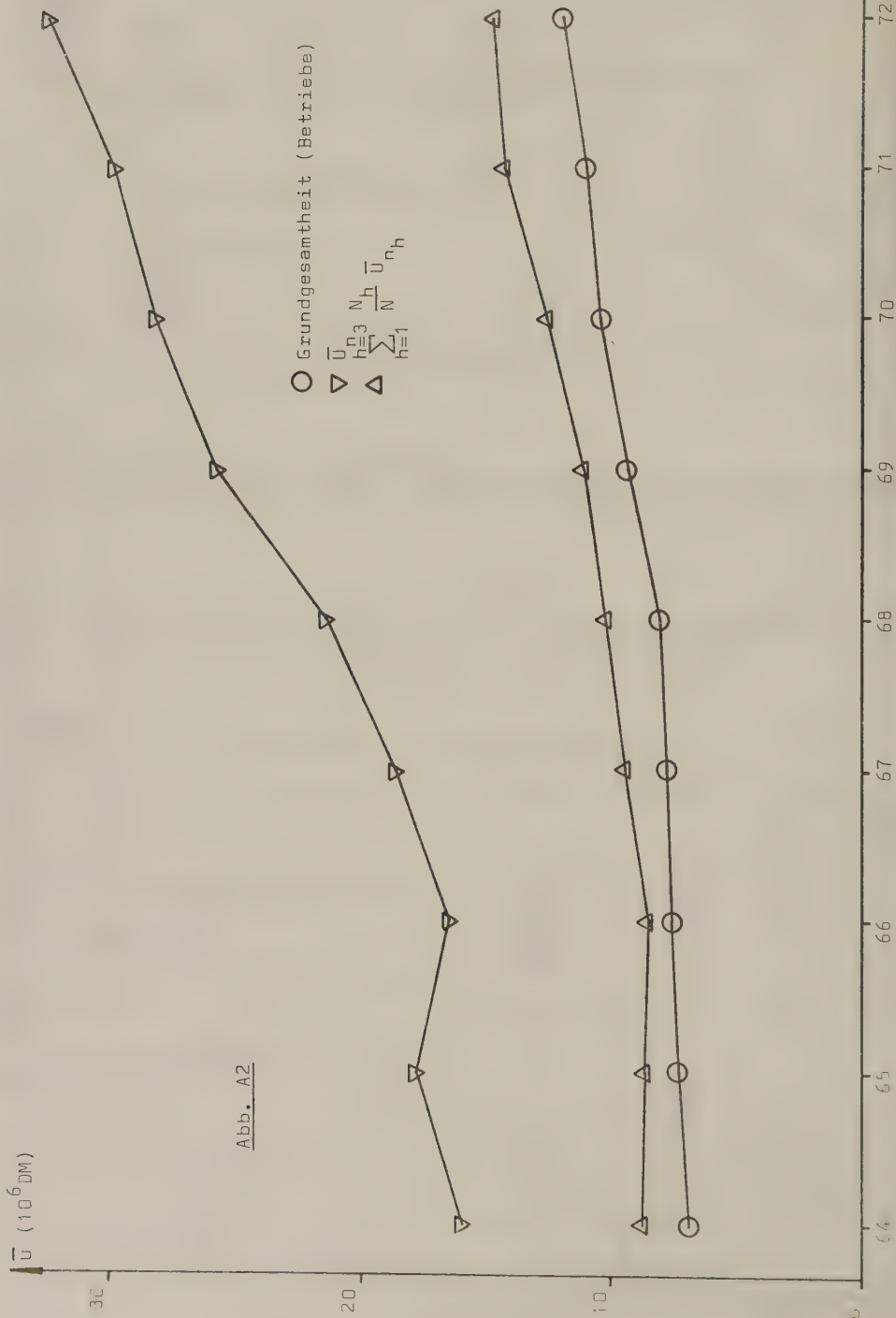
Telefon Fernschreiber

Grundgesamtheit (Betriebe)

$$\bar{B}_n = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^N B_{nh}$$

Abb. A1







$$F_{rel} = \frac{\hat{I}_N - I_N}{I_N}$$

$$\nabla \hat{I}_N = \bar{I}_{h=3}^N$$

$$\bigcirc \hat{I}_N = \sum_{h=1}^N N_h \bar{I}_{n_h}$$

Abb. A3

Relativer Fehler bei einfacher und gewichteter Hochrechnung

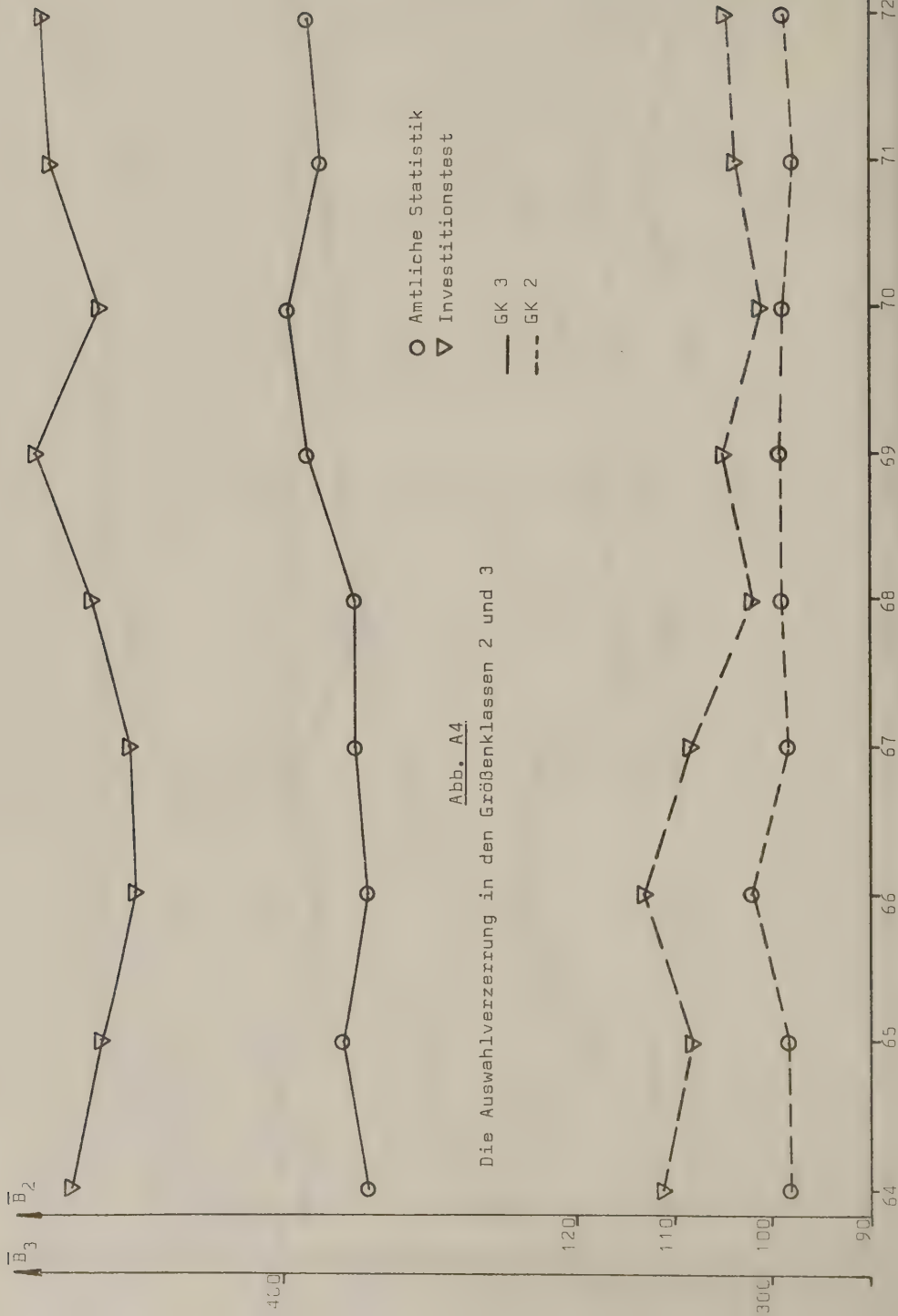


Abb. A4

Die Auswahlverzerrung in den Größenklassen 2 und 3

Abb. A5

Die Auswahlverzerrung in der Größenklasse 4

○ Amtliche Statistik
▽ Investitionstest

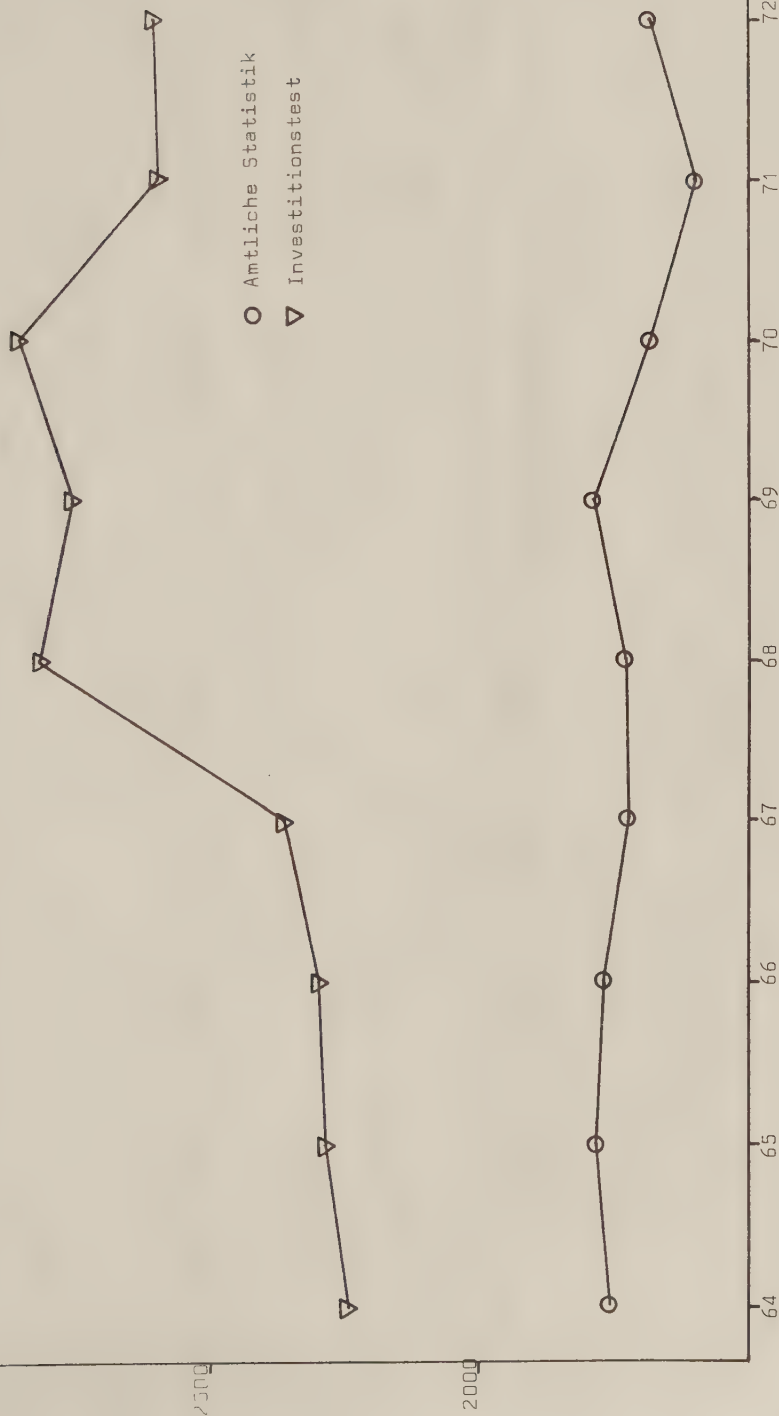


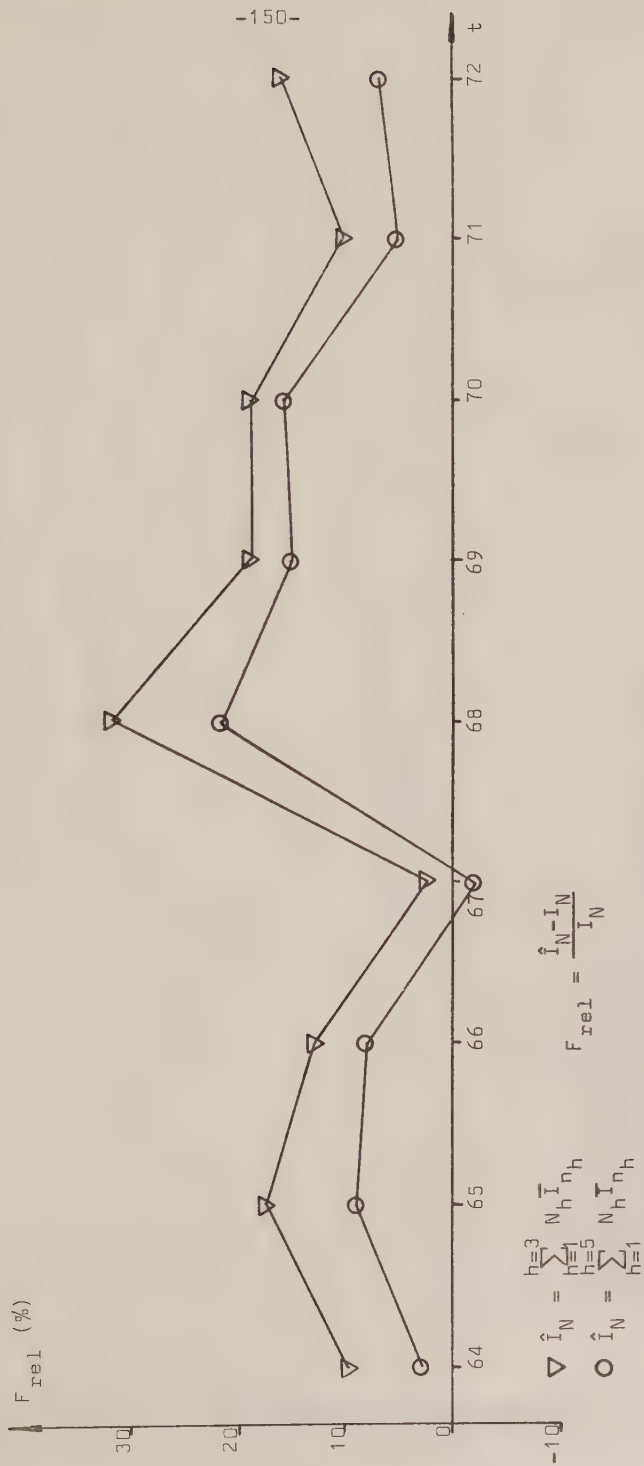
Abb. A6

Die Auswahlverzerrung in den Unterklassen 31 und 32 der Größenklasse 3



Abb. A7

Relativer Fehler bei freier Hochrechnung und drei bzw. fünf Größenklassen



INDUSTRIEGRUPPE: 471, JAHR 1965

N=370

HYPOTHESE: $I_t = B_1 + B_2 * B_t$

Abb. A8
I, B-Korrelationsdiagramm

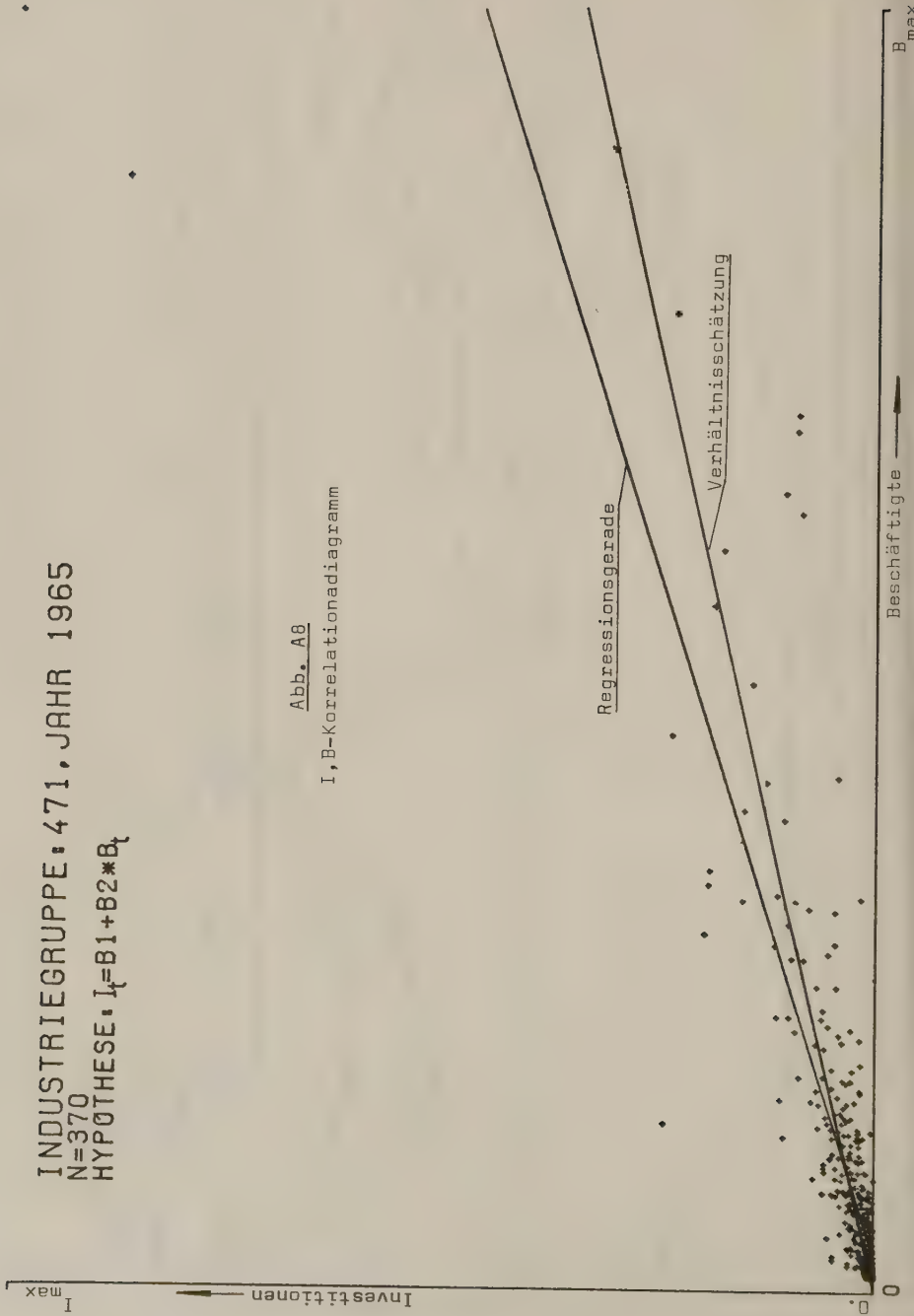
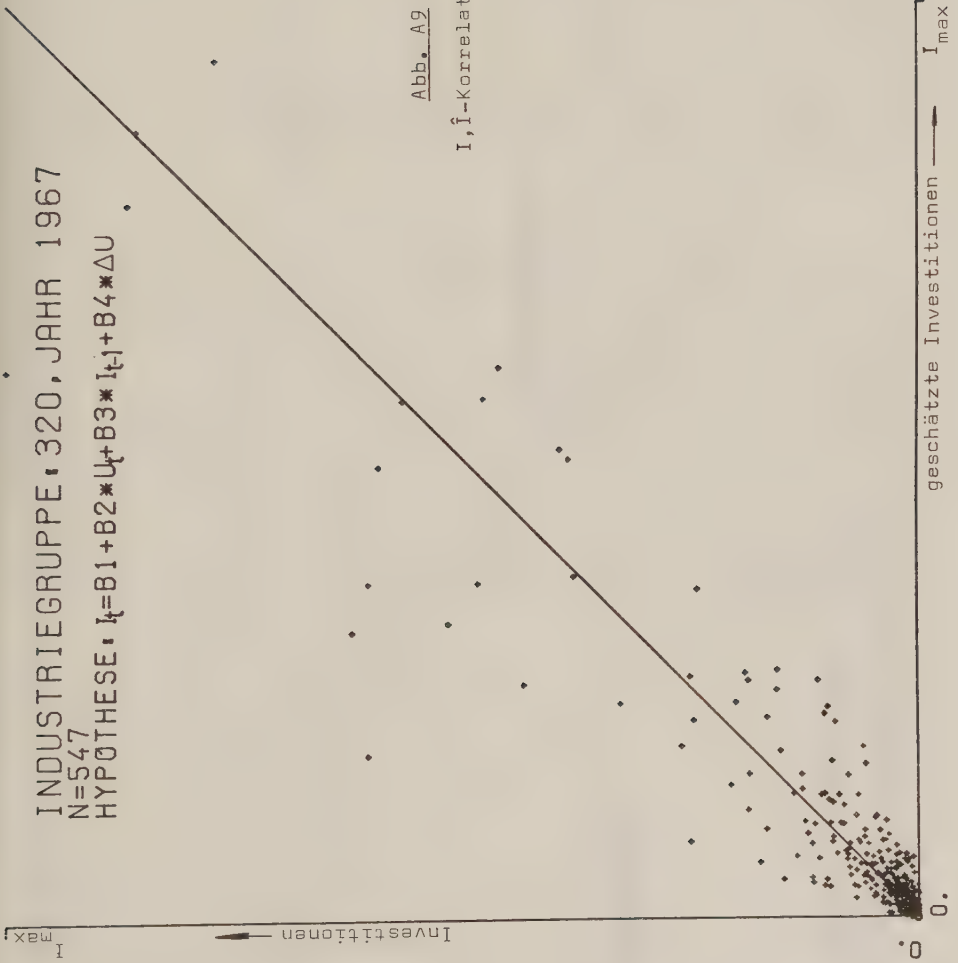


Abb. A2

$I, \hat{I}$ -Korrelationsdiagramm



INDUSTRIEGRUPPE: 320, JAHR 1967
 $N=547$
 HYPOTHESE: $I_t = B_1 + B_2 * U_t + B_3 * I_{t-1} + B_4 * \Delta U_t$

INDUSTRIEGRUPPE: 442, JAHR 1966

N=193

HYPOTHESE: $I_t = B_1 + B_2 * I_{t-1}$

Verhältnisschätzung

Regressionsgerade

Abb. A10

I_t, I_{t-1} -Korrelationsdiagramm

Investitionen des Vorjahres

$I_{t-1, \max}$

Investitionen $I_{\max}$ 0

Tab. A1

Investitionsintensität (I/B) in den Beschäftigtengrößenklassen der Gesamtheit der Betriebe in TDM/Beschäftigten

	64	65	66	67	68	69	70	71	72	Mittelwert
Gesamtheit	1,83	1,94	1,89	1,89	1,66	2,40	3,07	3,27	3,13	2,34
GK 2	1,93	2,37	1,94	1,87	1,67	2,29	2,85	3,08	3,11	2,13
GK 3	1,83	1,96	1,83	1,85	1,78	2,38	3,13	3,14	3,11	2,33
GK 4	1,63	1,78	1,98	2,05	1,30	2,71	3,33	3,94	3,22	2,43

Tab. A2

Investitionsquote (I/U) in den Beschäftigtengrößenklassen der Gesamtheit der Betriebe

	64	65	66	67	68	69	70	71
Gesamtheit	0,055	0,053	0,050	0,048	0,041	0,052	0,061	0,061
GK 2	0,063	0,069	0,056	0,053	0,044	0,053	0,060	0,062
GK 3	0,053	0,052	0,046	0,045	0,043	0,052	0,062	0,058
GK 4	0,047	0,050	0,050	0,046	0,029	0,053	0,059	0,066

	72	Mittelwert
Gesamtheit	0,052	0,052
GK 2	0,057	0,057
GK 3	0,053	0,051
GK 4	0,053	0,050

Tab. A3

Schätzergebnisse für die Größenklasse 2 und 1967 (n=97)

Modell	$\hat{\alpha}$ ($\hat{\alpha}/\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}$)	$\hat{\beta}_1$ ($\hat{\beta}_1/\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}$)	$\hat{\beta}_2$ ($\hat{\beta}_2/\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2}$)	$\hat{\beta}_3$ ($\hat{\beta}_3/\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_3}$)	$\hat{\rho}^2$	$\hat{\sigma}_e^2$	$\hat{\rho}_2$	$\hat{\rho}_3$	$\hat{\rho}_{23}$
(9.1)	23 (0,6)	11 (3,6)			0,123	0,1908	10 ⁵		
(9.2)	73 (2,4)	0,018 (2,9)			0,080	0,1999	10 ⁵		
(9.3)	85 (2,7)	0,015 (2,4)			0,057	0,2054	10 ⁵		
(9.4)	122 (6,3)	0,13 (2,1)			0,046	0,2077	10 ⁵		
(9.5)	78 (2,8)	-0,028 (1,2)	0,047 (2,0)		0,097	0,1986	10 ⁵	0,96	
(9.6)	155 (9,9)	0,027 (1,1)			0,014	0,2146	10 ⁵		
(9.7)	66 (2,1)	-0,025 (1,1)	0,04 (1,7)	0,09 (1,5)	0,120	0,1957	10 ⁵	0,96	0,16
(9.8) ⁺	106 (3,6)	0,08 (0,55)	0,21 (1,6)		0,087	0,2073	10 ⁵	0,54	($\hat{\rho}_{I_t, I_{t-2}} = 0,2$)
(9.9)	70 (2,2)	0,01 (2,1)	0,115 (1,8)		0,089	0,2003	10 ⁵	0,16	0,24
(9.10)	9,1 (0,2)	-0,0002 (0,03)	1,1 (2,6)	0,11 (1,7)	0,153	0,1883	10 ⁵	0,65	0,16
(9.11)	0,3 (2,0)	2,5 (2,2)			0,050	0,206	10		
(9.12)	0,04 (10,6)	0,05 (1,9)			0,03	0,128	10 ⁻²		
(9.13)	0,03 (8,6)	0,02 (0,52)			0,002	0,133	10 ⁻²		
(9.14)	0,03 (8,9)	0,05 (1,9)	0,02 (0,49)		0,03	0,128	10 ⁻²		
(9.15)	198 (3,2)	0,017 (2,7)			0,073	0,8283	10 ⁵		
(9.16)	149 (1,9)	1,8 (2,7)			0,073	0,8279	10 ⁵		

⁺ Bereinigter Berichtskreis

$$v_{I_t} = 0,97; v_{U_t} = 0,54; v_{I_t + I_{t-1}} = 0,85; v_{U_t + U_{t-1}} = 0,54; v_{(I_t - I_{t-1}) / I_{t-1}} = 6,8;$$

$$v_{(U_t - U_{t-1}) / U_{t-1}} = 3,5; v_{I_t / U_t} = 0,94$$

Tab. A4

Schätzergebnisse für die Größenklasse 3 und 1967 (n=74)

Modell	$\hat{\alpha}$ ($\hat{\alpha}_1/\hat{\sigma}_\alpha$)	$\hat{\beta}_1$ ($\hat{\beta}_1/\hat{\sigma}_{\beta_1}$)	$\hat{\beta}_2$ ($\hat{\beta}_2/\hat{\sigma}_{\beta_2}$)	$\hat{\beta}_3$ ($\hat{\beta}_3/\hat{\sigma}_{\beta_3}$)	$\hat{\rho}^2$	$\hat{\sigma}_e^2$	$\hat{\rho}_{12}$	$\hat{\rho}_{13}$	$\hat{\rho}_{23}$
(9.1)	-31 (0,17)	1,7 (4,7)			0,23	0,3699 10^6			
(9.2)	125 (0,94)	0,03 (5,3)			0,28	0,3486 10^6			
(9.3)	29 (0,21)	0,037 (5,7)			0,31	0,3327 10^6			
(9.4)	184 (1,9)	0,67 (7,6)			0,45	0,2667 10^6			
(9.5)	25 (0,18)	0,04 (1,8)	-0,004 (0,2)		0,31	0,3371 10^6	0,95		
(9.6)	733 (8,9)	0,003 (0,12)			0,00	0,4855 10^6			
(9.7)	5,7 (0,04)	0,01 (0,89)	-0,002 (0,12)	0,52 (4,8)	0,48	0,2570 10^6	0,95	0,61	0,58
(9.8) ⁺	58 (0,5)	0,20 (2,8)	0,56 (4,4)		0,50	0,2421 10^6	0,60	$(\hat{\rho}_{I_t, I_{t-1}} = 0,59)$	
(9.9)	7,8 (0,06)	0,015 (2,18)	0,52 (4,8)		0,48	0,2534 10^6	0,61		
(9.10)	-19 (0,13)	0,012 (1,13)	0,19 (0,33)	0,52 (4,8)	0,48	0,2566 10^6	0,83	0,61	0,52
(9.11)	0,21 (1,2)	0,45 (0,37)			0,00	0,1797 10			
(9.12)	0,04 (12,4)	-0,01 (0,4)			0,00	0,7088 10^{-3}			
(9.13)	0,02 (4,4)	0,36 (3,3)			0,13	0,6159 10^{-3}			
(9.14)	0,02 (4,2)	-0,01 (0,5)	0,36 (3,3)		0,13	0,6219 10^{-3}			
(9.15)	146 (0,6)	0,037 (6,9)			0,40	0,9671 10^6			
(9.16)	-33 (0,1)	3,6 (5,6)			0,30	0,1124 10^7			

⁺ Bereinigter Berichtskreis

$$v_{I_t} = 0,96; v_{U_t} = 0,60; v_{I_t + I_{t-1}} = 0,81; v_{U_t + U_{t-1}} = 0,57; v_{(I_t - I_{t-1})/I_{t-1}} = 6,9;$$

$$v_{(U_t - U_{t-1})/U_{t-1}} = 3,3; v_{I_t/U_t} = 0,65$$

Tab. A5

Schätzergebnisse für die Größenklasse 4 und 1967 (n=17)

Modell	$\hat{\alpha}$ ($ \hat{\alpha} /\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}$)	$\hat{\beta}_1$ ($ \hat{\beta}_1 /\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}$)	$\hat{\beta}_2$ ($ \hat{\beta}_2 /\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2}$)	$\hat{\beta}_3$ ($ \hat{\beta}_3 /\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_3}$)	$\hat{\rho}^2$	$\hat{\sigma}_e^2$	$\hat{\rho}_{12}$	$\hat{\rho}_{13}$	$\hat{\rho}_{23}$
(9.1)	-1534 (1,8)	2,2 (7,7)			0,798	0,3457	10^7		
(9.2)	-244 (0,3)	0,04 (8,3)			0,820	0,3009	10^7		
(9.3)	-620 (0,8)	0,04 (7,6)			0,796	0,3494	10^7		
(9.4)	653 (0,9)	0,77 (6,3)			0,730	0,4595	10^7		
(9.5)	-129 (0,1)	-0,01 (0,2)	0,049 (1,5)		0,825	0,3206	10^7		
(9.6)	3995 (4,8)	0,14 (2,7)			0,320	0,1151	10^8		
(9.7)	177 (0,2)	-0,04 (1,4)	0,06 (2,4)	0,41 (2,8)	0,890	0,2137	10^7		
(9.8) ⁺	1985 (3,1)	0,29 (2,1)	0,62 (4,3)		0,751	0,4495	10^7	0,94	($\hat{\rho}_{1t, 1t-2} = 0,82$)
(9.9)	-491 (0,7)	0,028 (3,1)	0,34 (2,0)		0,844	0,2863	10^7	0,81	
(9.10)	-757 (0,8)	0,02 (1,3)	0,47 (0,5)	0,29 (1,5)	0,847	0,3024	10^7	0,94	0,81
(9.11)	0,03 (0,3)	2,7 (3,0)			0,38	0,1779			
(9.12)	0,039 (7,0)	0,13 (2,6)			0,32	0,5339	10^{-3}		
(9.13)	0,000 (0,0)	0,95 (2,9)			0,36	0,5050	10^{-3}		
(9.14)	0,009 (0,7)	0,1 (2,3)	0,76 (2,5)		0,54	0,3892	10^{-3}		
(9.15)	-536 (0,3)	0,041 (7,3)			0,780	0,1542	10^8		
(9.16)	-3131 (1,9)	4,5 (8,5)			0,828	0,1213	10^8		

⁺ Bereinigter Berichtskreis

$$v_{I_t} = 1,02; v_{U_t} = 0,872; v_{I_{t-1}} = 0,996; v_{U_{t-1}} = 0,826; v_{(I_{t-1} - I_{t-2})/I_{t-1}} = 48,4;$$

$$v_{(U_t - U_{t-1})/U_{t-1}} = 7,1; v_{I_t/U_t} = 0,723$$

Tab. A6

Die Bestimmtheitsmaße im Mittel des Untersuchungszeitraums

Modell	GK 2	GK 3	GK 4
(9.1)	0,10	0,31	0,71
(9.2)	0,15	0,40	0,70
(9.3)	0,14	0,38	0,71
(9.4)	0,20	0,41	0,72
(9.5)	0,18	0,42	0,74
(9.6)	0,04	0,15	0,23
(9.7)	0,26	0,56	0,83
(9.8) ⁺	0,22	0,46	0,78
(9.9)	0,25	0,54	0,80
(9.10)	0,26	0,55	0,83
(9.11)	0,001	0,01	0,11
(9.12)	0,01	0,03	0,07
(9.13)	0,09	0,16	0,35
(9.14)	0,10	0,18	0,41
(9.15)	0,23	0,48	0,73
(9.16)	0,13	0,39	0,74

⁺ Bereinigter Berichtskreis

Tab. A7

Die Effizienz (Eff) im Vergleich zur ungebundenen Schätzfunktion für die Größenklasse 2

Verfahren	Schätzjahr										Mittelwert
	64	65	66	67	68	69	70	71	72		
(10.1) ⁺	384,3	238,5	343,0	202,8	876,6	375,7	5883	1245	857,4		
(10.2)	1,03	1,20	1,08	1,13	1,05	1,27	1,11	1,08	0,93	1,09	
(10.3)	1,24	1,41	1,04	1,00	1,06	1,26	1,27	1,10	1,01	1,15	
(10.4)	1,30	1,10	1,17	0,53	1,06	1,43	1,22	0,27	0,67	0,97	
(10.5)	0,71	1,09	0,57	1,28	0,97	1,21	1,32	1,15	0,26	0,95	
(10.6)	1,08	1,56	0,95	0,77	0,85	1,45	1,07	1,51	0,67	1,10	
(10.7)	1,04	1,20	1,08	1,14	1,05	1,28	1,16	1,09	1,00	1,11	
(10.8)	1,24	1,41	1,09	1,08	1,06	1,31	1,40	1,14	1,08	1,20	
(10.9)	1,38	1,86	1,34	1,04	1,10	1,80	1,24	1,04	1,08	1,32	
(10.10)	1,48	2,06	1,28	1,06	1,13	1,93	1,33	1,11	1,02	1,38	
(10.11)	1,24	1,42	1,10	1,14	1,07	1,37	1,32	1,17	1,02	1,20	
(10.12)	1,48	2,08	1,34	1,12	1,13	1,95	1,43	1,15	1,11	1,42	
(10.13)	1,26	1,42	1,11	1,14	1,07	1,37	1,40	1,17	1,09	1,22	

⁺ Varianz in (TDM)²

$$\text{Eff}(\hat{\theta}_1/\hat{\theta}_2) = \frac{\text{MSE}(\hat{\theta}_2)}{\text{MSE}(\hat{\theta}_1)}$$

Tab. A8

Die Effizienz (Eff) im Vergleich zur ungebundenen Schätzfunktion für die Größenklasse 3

verfahren	64	65	66	Schätzjahr		69	70	71	72	Mittelwert
	67	68								
(10.1) ⁺	6841	9422	5969	5315	9430	12486	11719	11677	32333	
(10.2)	1,53	1,62	1,55	1,31	1,27	1,34	1,40	1,57	1,35	1,43
(10.3)	1,68	1,61	1,63	1,37	1,61	1,83	1,67	2,06	1,67	1,68
(10.4)	1,38	2,72	1,32	1,66	1,87	2,43	2,24	1,10	1,20	1,76
(10.5)	0,99	0,74	1,03	1,61	1,46	1,25	1,26	1,20	1,70	1,24
(10.6)	1,98	1,76	2,50	1,80	2,06	1,93	1,69	2,34	2,32	2,04
(10.7)	1,58	1,84	1,63	1,31	1,27	1,35	1,41	1,62	1,39	1,48
(10.8)	1,70	1,61	1,63	1,39	1,63	1,85	1,68	2,08	1,72	1,69
(10.9)	2,19	2,78	1,70	1,82	1,88	2,57	2,46	1,50	1,29	2,02
(10.10)	2,39	3,03	1,86	1,91	2,10	2,90	2,75	2,12	1,67	2,30
(10.11)	1,74	1,71	1,66	1,41	1,63	1,90	1,68	2,07	1,71	1,72
(10.12)	2,46	3,08	1,86	1,92	2,21	2,94	2,77	2,13	1,72	2,34
(10.13)	1,75	1,87	1,72	1,41	1,63	1,91	1,68	2,08	1,72	1,75

+ Varianz in (TDM)²

$$\text{Eff}(\hat{\theta}_1/\hat{\theta}_2) = \frac{\text{MSE}(\hat{\theta}_2)}{\text{MSE}(\hat{\theta}_1)}$$

Tab. A9

Die Effizienz (Eff) im Vergleich zur ungebundenen Schätzfunktion für die Größenklasse 4

Verfahren	Schätzjahr									Mittelwert
	64	65	66	67	68	69	70	71	72	
(10.1) ⁺	1581	3893	5879	4265	6082	7740	18882	20491	8686	
(10.2)	2,12	2,00	3,17	3,77	4,50	4,42	3,12	3,03	4,33	3,38
(10.3)	1,98	1,33	2,76	5,60	6,01	7,48	4,97	3,76	4,77	4,29
(10.4)	1,00	1,41	11,65	3,36	5,69	5,72	8,28	4,03	9,66	5,64
(10.5)	2,29	1,77	3,73	1,74	2,71	2,15	1,60	2,05	3,26	2,36
(10.6)	2,51	0,20	2,86	2,00	2,05	5,85	2,82	1,95	2,26	2,50
(10.7)	2,22	2,00	3,46	4,95	5,44	5,64	4,77	3,13	4,66	4,03
(10.8)	1,98	1,53	2,83	5,69	6,03	7,93	6,93	3,76	4,81	4,61
(10.9)	1,34	1,60	11,96	3,72	6,01	6,04	9,02	5,58	11,18	6,27
(10.10)	2,31	1,55	14,28	7,71	7,16	10,52	5,38	4,64	13,21	7,75
(10.11)	2,24	2,14	3,19	5,64	6,04	7,52	5,55	3,78	5,08	4,57
(10.12)	2,34	1,68	23,15	8,01	7,17	11,10	10,64	5,73	13,50	9,25
(10.13)	2,33	2,16	3,50	6,17	6,20	8,06	6,95	3,80	5,15	4,92

⁺ Varianz in 10^2 (TDM)²

$$\text{Eff}(\hat{\theta}_1/\hat{\theta}_2) = \frac{\text{MSE}(\hat{\theta}_2)}{\text{MSE}(\hat{\theta}_1)}$$

Tab. A10

Die Effizienz (Eff) im Vergleich zur ungebundenen
Schätzfunktion (10.1)

Verfahren	Schätzjahr										Mittelwert
	64	65	66	67	68	69	70	71	72		
(10.1) ⁺	743,3	926,3	794,8	576,1	1281	13184	4719	2484	3128		
(10.2)	1,39	1,59	1,54	1,51	1,32	1,55	1,31	1,72	1,39	1,49	
(10.3)	1,56	1,52	1,62	1,55	1,51	2,01	1,55	2,00	1,67	1,66	
(10.4)	1,30	1,98	1,69	1,29	1,60	2,47	1,60	0,75	1,21	1,54	
(10.5)	0,95	0,87	1,07	1,56	1,32	1,36	1,36	1,44	1,00	1,21	
(10.6)	1,65	0,74	1,93	1,46	1,36	2,12	1,30	1,91	1,73	1,57	
(10.7)	1,43	1,73	1,71	1,55	1,34	1,59	1,40	1,76	1,45	1,55	
(10.8)	1,57	1,56	1,66	1,61	1,52	2,05	1,70	2,03	1,73	1,71	
(10.9)	1,79	2,32	2,08	1,79	1,65	2,72	1,64	1,87	1,42	1,92	
(10.10)	2,05	2,46	2,18	1,98	1,76	3,13	1,75	2,12	1,73	2,12	
(10.11)	1,61	1,72	1,71	1,64	1,52	2,10	1,60	2,06	1,70	1,74	
(10.12)	2,09	2,54	2,26	2,02	1,79	3,18	1,89	2,24	1,80	2,20	
(10.13)	1,63	1,83	1,77	1,66	1,53	2,12	1,70	2,07	1,74	1,78	
(10.14)	0,34	0,21	0,33	0,23	0,36	0,15	0,23	0,14	0,27	0,25	
(10.15)	0,33	0,15	0,30	0,31	0,42	0,25	0,35	0,18	0,30	0,28	
(10.16)	0,25	0,19	0,51	0,22	0,45	0,22	0,56	0,19	0,24	0,31	
(10.17)	0,19	0,19	0,35	0,18	0,21	0,03	0,17	0,11	0,17	0,17	
(10.18)	0,11	0,45	0,33	0,29	0,11	0,06	0,23	0,14	0,24	0,21	

⁺ Varianz in (TDM)²

$$\text{Eff}(\hat{\theta}_1/\hat{\theta}_2) = \frac{\text{MSE}(\hat{\theta}_2)}{\text{MSE}(\hat{\theta}_1)}$$

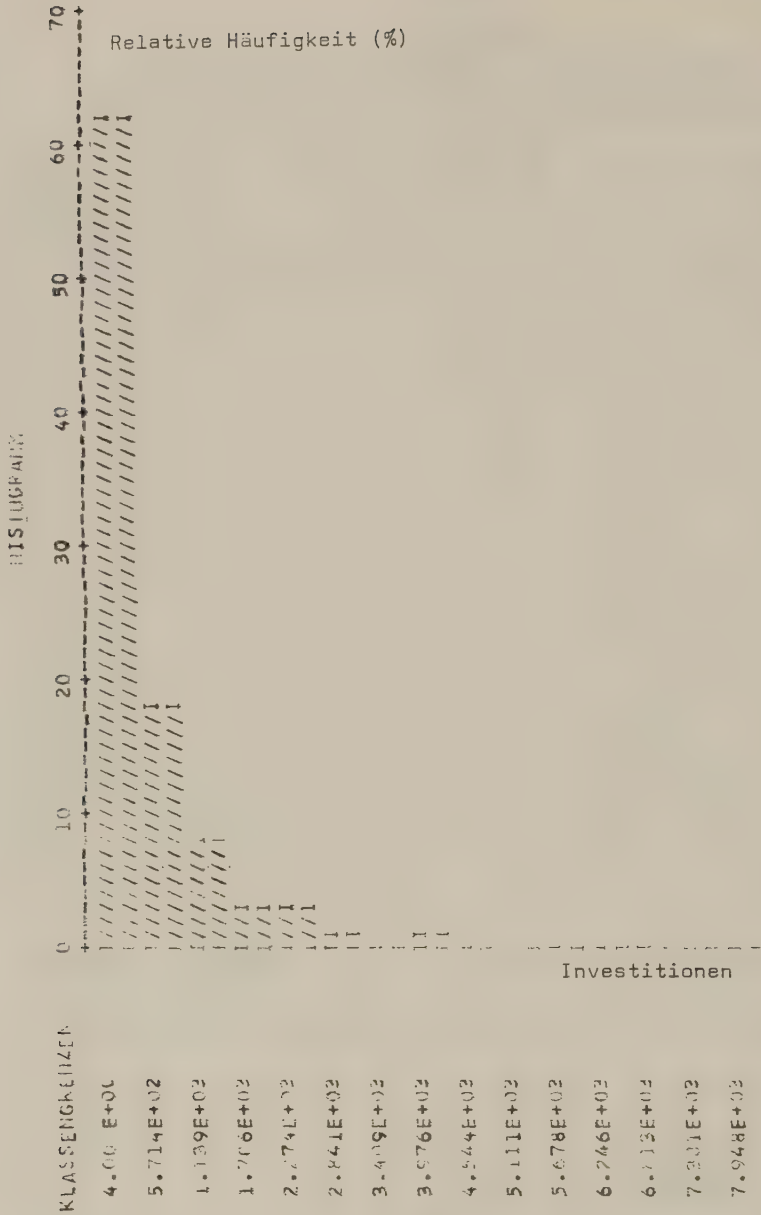


Abb. A11

Die Verteilung der Investitionen in den Größenklassen 2 und 3

Im folgenden bedeutet E+0N 10^N .

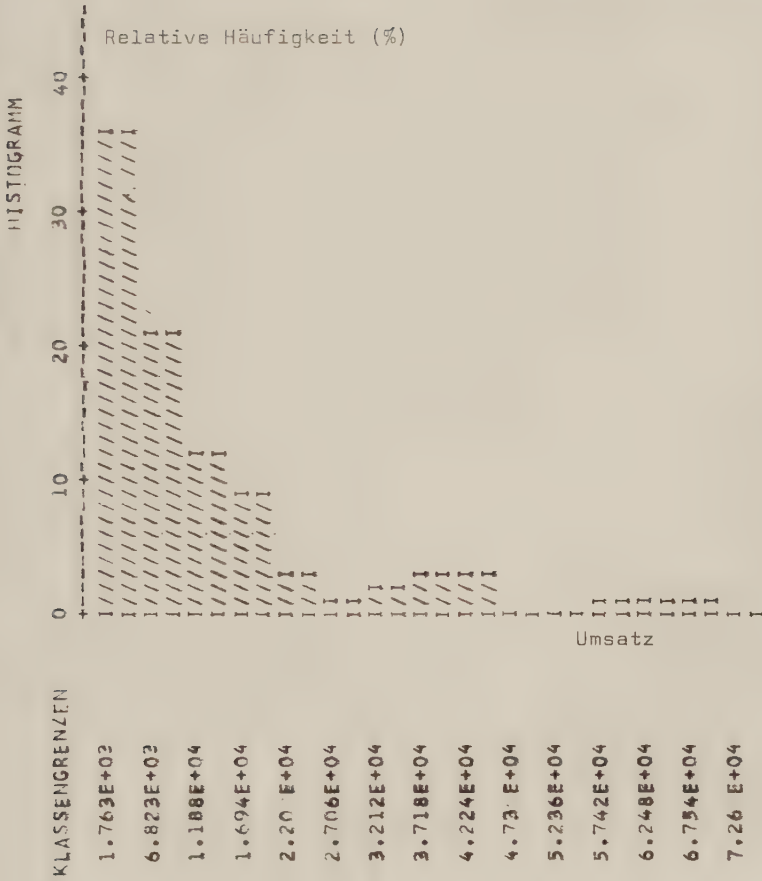


Abb. A12

Die Verteilung des Umsatzes in den Größenklassen 2 und 3

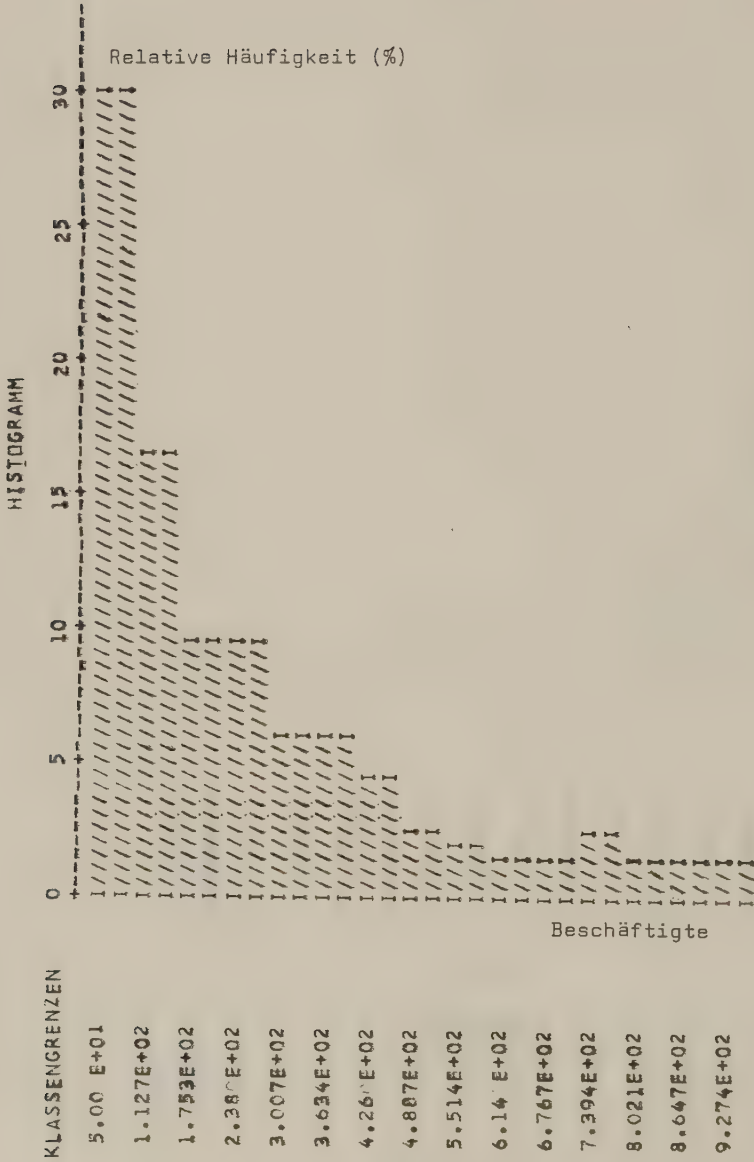


Abb. A13

Die Verteilung der Beschäftigtenzahl in den Größenklassen 2 u.3

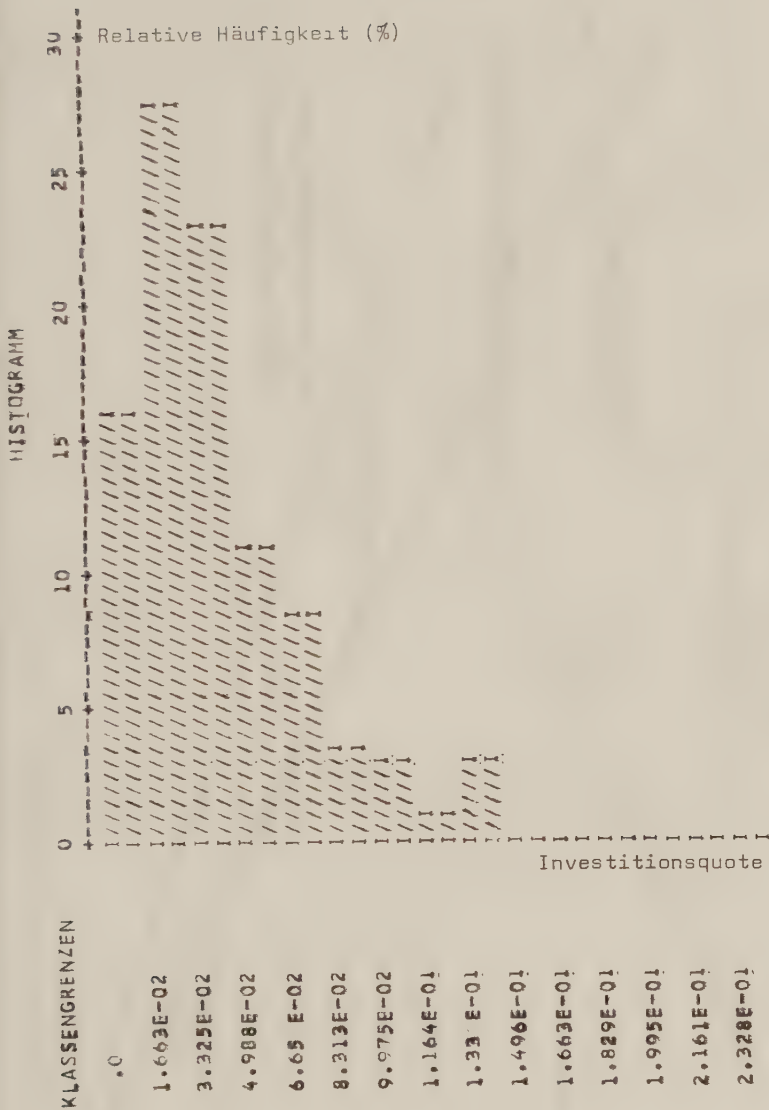


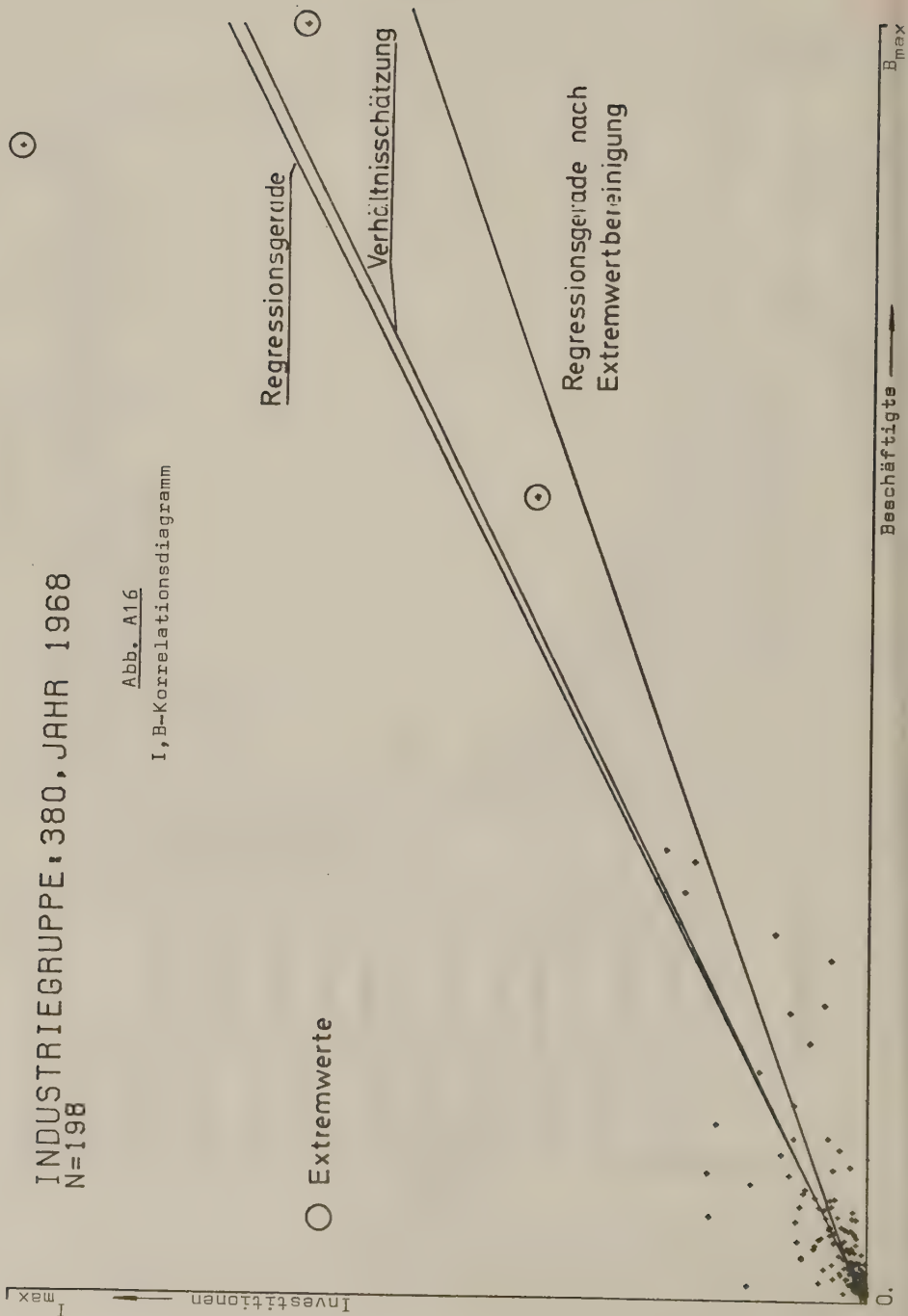
Abb. A14

Die Verteilung der Investitionsquote (I/U) in den Größenklassen 1 und 2

INDUSTRIEGRUPPE, 380. JAHR 1968

N=198

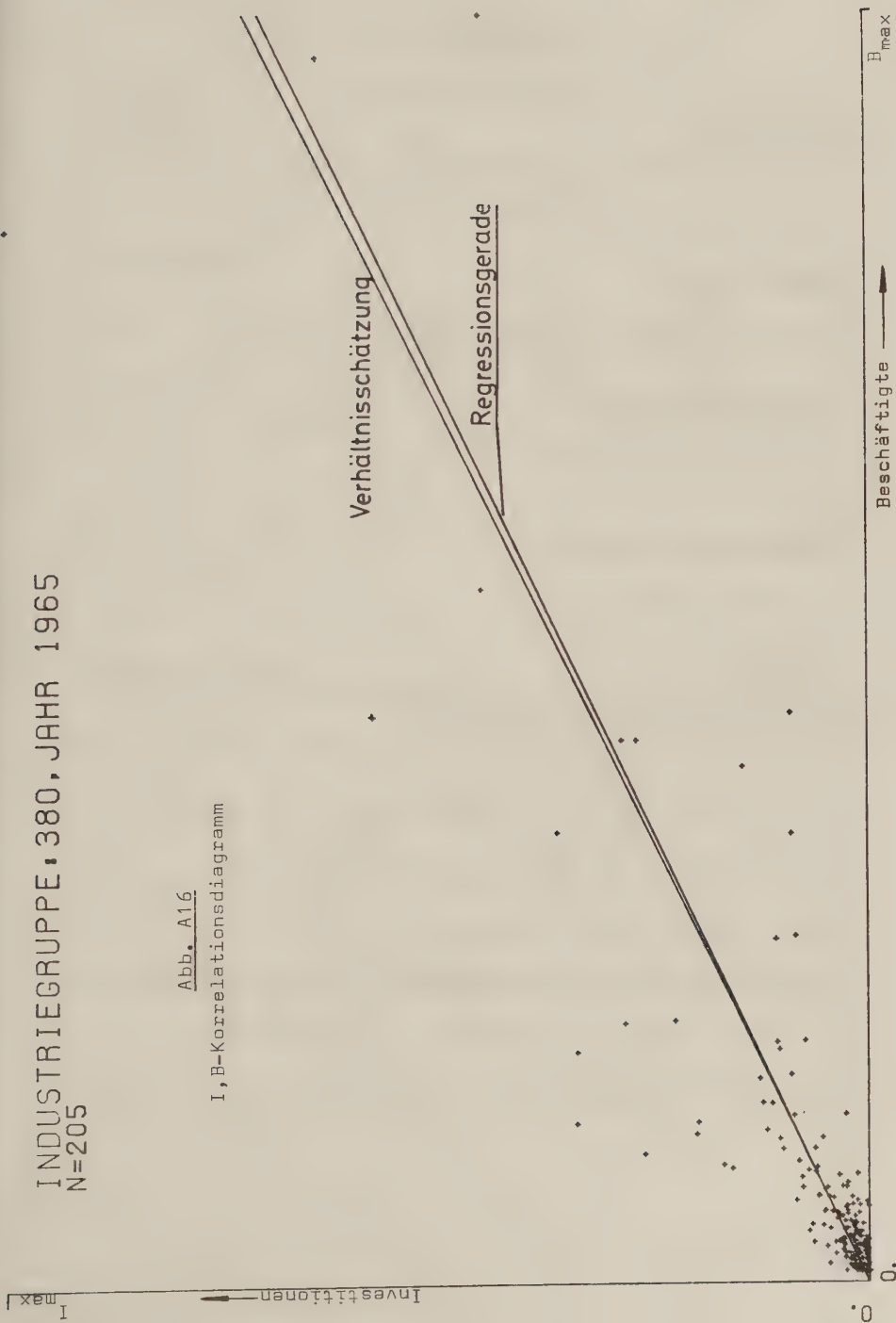
Abb. A16
I, B-Korrelationsdiagramm



INDUSTRIEGRUPPE 380, JAHR 1965

N=205

Abb. A16
I, B-Korrelationsdiagramm



Tab. A11

Parameter der Grundgesamtheit 1

Investitionen und Umsatz in TDM; N=263

Mittelwerte:

$$\bar{I}_t = 757; \quad \bar{U}_t = 15\,610; \quad \bar{U}_{t-1} = 14\,549; \quad \bar{I}_{t-1} = 726; \quad \bar{I}_{t-2} = 748;$$

$$\bar{B}_t = 274; \quad \frac{1}{N} \sum_N \frac{I_i}{U_i} = 0,047$$

Verhältniszahlen:

$$\frac{\bar{I}_t}{\bar{U}_t} = 0,048; \quad \frac{\bar{I}_t}{\bar{U}_{t-1}} = 0,052; \quad \frac{\bar{I}_t}{\bar{I}_{t-1}} = 1,04; \quad \frac{\bar{I}_t}{\bar{I}_{t-2}} = 1,01; \quad \frac{\bar{I}_t}{\bar{B}_t} = 2,76$$

Variationskoeffizienten:

$$V_{I_t} = 1,6; \quad V_{U_t} = 1,02; \quad V_{U_{t-1}} = 1,0; \quad V_{I_{t-1}} = 1,44; \quad V_{I_{t-2}} = 1,53;$$

$$V_{B_t} = 0,84; \quad V_{I_t/U_t} = 0,78$$

Regressionskoeffizienten:

$$I_i = -139 + 0,05 U_i + e_i$$

$$I_i = 340 + 0,57 I_{t-1} + e_i$$

Bestimmtheitsmaße:

Zwischen Regressand und Regressoren:

$$\rho_{I_t, U_t}^2 = 0,564; \quad \rho_{I_t, U_{t-1}}^2 = 0,559; \quad \rho_{I_t, I_{t-1}}^2 = 0,243; \quad \rho_{I_t, I_{t-2}}^2 = 0,243;$$

$$\rho_{I_t, B_t}^2 = 0,436; \quad \rho_{I_t \cdot U_t, U_t}^2 = 0,565; \quad \rho_{I_t \cdot U_{t-1}, I_{t-1}}^2 = 0,560;$$

$$\rho_{I_t \cdot I_{t-1}, I_{t-2}}^2 = 0,340; \quad \rho_{I_t \cdot U_t, B_t}^2 = 0,568; \quad \rho_{I_t \cdot U_t, U_{t-1}, I_{t-1}}^2 = 0,567;$$

$$\rho_{I_t \cdot U_{t-1}, B_t, I_{t-1}}^2 = 0,569; \quad \rho_{I_t \cdot U_t, B_t, I_{t-1}}^2 = 0,569$$

Zwischen Regressoren (Kollinearität)

$$\rho_{U_{t-1}, U_t}^2 = 0,980; \quad \rho_{U_{t-1}, I_{t-1}}^2 = 0,490; \quad \rho_{U_t, I_{t-1}}^2 = 0,466;$$

$$\rho_{U_t, B_t}^2 = 0,833; \quad \rho_{I_{t-1}, I_{t-2}}^2 = 0,384; \quad \rho_{U_{t-1}, B_t}^2 = 0,810; \quad \rho_{B_t, I_{t-1}}^2 = 0,372$$

Tab. A12

Parameter der Grundgesamtheit 2

Investitionen und Umsatz in TDM; N=44

Mittelwerte:

$$\bar{I}_t = 8\ 160; \quad \bar{U}_t = 1\ 591\ 10^2; \quad \bar{U}_{t-1} = 1\ 487\ 10^2; \quad \bar{I}_{t-1} = 8\ 993;$$

$$\bar{I}_{t-2} = 7\ 719; \quad \bar{B}_t = 2\ 784; \quad \frac{1}{N} \sum \frac{I_i}{U_i} = 0,052$$

Verhältniszahlen:

$$\frac{\bar{I}_t}{\bar{U}_t} = 0,051; \quad \frac{\bar{I}_t}{\bar{U}_{t-1}} = 0,055; \quad \frac{\bar{I}_t}{\bar{I}_{t-1}} = 0,907; \quad \frac{\bar{I}_t}{\bar{I}_{t-2}} = 1,057; \quad \frac{\bar{I}_t}{\bar{B}_t} = 2,93$$

Variationskoeffizienten:

$$V_{I_t} = 1,09; \quad V_{U_t} = 0,95; \quad V_{U_{t-1}} = 0,92; \quad V_{I_{t-1}} = 1,20; \quad V_{I_{t-2}} = 1,28;$$

$$V_{B_t} = 0,79; \quad V_{I_t/U_t} = 0,70$$

Regressionskoeffizienten:

$$I_i = 90 + 0,051 U_i + e_i$$

$$I_i = 1379 + 0,754 I_{t-1} + e_i$$

Bestimmtheitsmaße:

Zwischen Regressand und Regressoren:

$$\rho_{I_t, U_t}^2 = 0,740; \quad \rho_{I_t, U_{t-1}}^2 = 0,743; \quad \rho_{I_t, I_{t-1}}^2 = 0,837; \quad \rho_{I_t, I_{t-2}}^2 = 0,727;$$

$$\rho_{I_t, B_t}^2 = 0,717; \quad \rho_{I_t \cdot U_{t-1}, U_t}^2 = 0,745; \quad \rho_{I_t \cdot U_{t-1}, I_{t-1}}^2 = 0,842;$$

$$\rho_{I_t \cdot U_t, I_{t-1}}^2 = 0,843; \quad \rho_{I_t \cdot I_{t-1}, I_{t-2}}^2 = 0,838; \quad \rho_{I_t \cdot U_t, B_t}^2 = 0,743;$$

$$\rho_{I_t \cdot U_{t-1}, U_t, I_{t-1}}^2 = 0,846; \quad \rho_{I_t \cdot U_{t-1}, B_t, I_{t-1}}^2 = 0,844$$

Zwischen Regressoren (Kollinearität)

$$\rho_{U_{t-1}, U_t}^2 = 0,982; \quad \rho_{U_{t-1}, I_{t-1}}^2 = 0,829; \quad \rho_{U_t, I_{t-1}}^2 = 0,841; \quad \rho_{I_{t-1}, I_{t-2}}^2 =$$

$$= 0,844; \quad \rho_{U_t, B_t}^2 = 0,929; \quad \rho_{U_{t-1}, B_t}^2 = 0,904; \quad \rho_{B_t, I_{t-1}}^2 = 0,792$$

IMAX

G1

— Regressionsgerade
 --- Verhältnisschätzung

Abb. A17

I,U-Korrelationsdiagramm für die Grundgesamtheit 1

I_t

-171-



IMAX

Abb. A18

I, B-Korrelationsdiagramm für die Grundgesamtheit 1

G1

— Regressionsgerade
 - - - Verhältnisschätzung

-172-



IMAX

G1

— Regressionsgerade
 - - - Verhältnisschätzung

 I_t

0.

 I_{t-1}

IMAX

 I_t, I_{t-1} -Korrelationsdiagramm für die Grundgesamtheit 1

Abb. A19

IMAX

Abb. A20

I, U-Korrelationsdiagramm für die Grundgesamtheit 2



```

C
C PROGRAMMABSCHNITT: ZIEHLUNG EINER STICHPROBE OHNE ZURUECKLEGEN, TR 440.
C DIE WAHRSCHEINLICHKEIT, DASS EINE EINHEIT GEZOGEN WIRD, IST IN JEDEM ZIEHLINGSSTU-
C FE IHRER GROESSE GEMESSEN AM UMSATZ PROPORTIONAL.
C U=UMSATZ, US=UMSATZSUMME, K=UMFANG DER GRUNDGESAMHEIT, N=UMFANG DER
C STICHPROBE, FELDER: UZ=UMSATZ, AIZ=INVESTITIONEN
C
      DD 270 I=1,K
270 BV(I)=U: I/US(K)
      BVS(1)=BV(1)
      DD 551 J=2,K
551 BVS(J)=BVS(J-1)+BV(J)
300 NNN=NNN+1
      IZUFAL(1)=IRDISF(BVS)
      SBV(1)=0.
      DD 271 J=2,N
      SBV(J)=SBV(J-1)+BV(IZUFAL(J-1)+1)
      DD 272 I=1,K
272 P(I)=BV(I)/(1-SBV(J))
      DD 273 JJ=2,J
273 P(1+IZUFAL(JJ-1))=0.
      PS(1)=P(1)
      DD 552 I=2,K
552 PS(I)=PS(I-1)+P(I)
271 IZUFAL(J)=IRDISF(PS)
C
C DIE STICHPROBE IST GEZOGEN
C DIE ZUGEHÖRIGEN FELDER ERZEUGEN
      DD 305 JA=1,H
      DD 307 I=1,K
      IF (IZUFAL(JA).EQ.(I-1)) GOTO 309
      GOTO 307
309 UZ(JA)=U(I)
      AIZ(JA)=A1(I)
      GOTO 305
307 CONTINUE
309 CONTINUE
C SCHÄTZUNGEN DURCHFÜHREN
C

```

Abb. A21

Programmabschnitt für die PPS WOR-Auswahl

Tab. A13

Simulationsergebnisse für die Grundgesamtheit 1 bei der SRS WOR-Auswahl und $n=50$

Schätz- verfahren	simulierte Werte			theoretische Werte	
	$E(\hat{\bar{I}}_N)$	$\sigma^2_{\hat{\bar{I}}_N}$	$MSE(\hat{\bar{I}}_N)$	$E(\hat{\bar{I}}_N)$	$\sigma^2_{\hat{\bar{I}}_N}$
(11.1)	755	23 729	23 985 ⁺	757 ⁺	23 985 ⁺
(11.2)	751	10 891	10 927	754	10 766
(11.3)	766	23 007	23 088	768	22 042
(11.4)	751	11 340	11 376	755	10 929
(11.5)	750	14 264	14 313	755	13 958
(11.6)	731	5 407	5 955 ⁺	733 ⁺	5 379 ⁺
(11.7)	754	10 959	10 959	757 ⁺	13 593
(11.8)	751	10 834	10 870	-	10 742
(11.9)	752	10 636	10 661	-	10 427
(11.10)	758	11 610	11 611	-	-
(11.11)	756	11 533	11 534	-	-
(11.12)	759	14 066	14 070	-	13 831
(11.13)	751	12 419	12 455	-	11 941
(11.14)	747	11 068	11 168	-	10 438
(11.15)	778	22 627	23 068	-	18 148
(11.16)	746	11 605	11 726	-	10 548
(11.17)	747	14 586	14 686	-	13 502
(11.18)	721	6 107	7 403	-	5 374
(11.19)	755	21 221	21 374 ⁺	757 ⁺	21 374
(11.20)	751	13 858	13 894	-	10 416
(11.21)	758	13 915	13 916	-	10 420
(11.22)	752	12 973	12 998	-	10 347
(11.23)	755	12 303	12 307	-	10 502
(11.24)	776	19 727	20 088	-	15 749
(11.25)	758	14 925	14 926	-	10 326
(11.26)	758	14 736	14 737	-	10 385
(11.27)	760	14 618	14 627	-	10 442

⁺ genauer Wert

Zielwert = 757

Tab. A14

Simulationsergebnisse für die Grundgesamtheit 1 bei der SRS WOR-Auswahl und $n=20$

Schätz- verfahren	simulierte Werte			theoretische Werte	
	$E(\hat{I}_N)$	$\sigma_{\hat{I}_N}^2$	$MSE(\hat{I}_N)$	$E(\hat{I}_N)$	$\sigma_{\hat{I}_N}^2$
(11.1)	754	68 282	68 409 ⁺	757 ⁺	68 409 ⁺
(11.2)	750	31 295	31 344	751	30 706
(11.3)	785	64 411	65 195	789	62 869
(11.4)	749	32 601	32 665	750	31 171
(11.5)	746	40 406	40 527	751	39 810
(11.6)	731	15 471	15 919 ⁺	733 ⁺	15 343 ⁺
(11.7)	755	31 048	31 048	757 ⁺	34 541
(11.8)	748	31 198	31 279	-	30 639
(11.9)	749	30 221	30 285	-	29 741
(11.10)	765	32 982	33 046	-	-
(11.11)	749	32 051	32 115	-	-
(11.12)	768	40 813	40 934	-	39 449
(11.13)	748	35 071	35 152	-	34 058
(11.14)	738	32 579	32 940	-	29 771
(11.15)	806	76 002	78 403	-	51 761
(11.16)	737	32 073	32 473	-	30 085
(11.17)	740	40 948	41 237	-	38 511
(11.18)	719	20 902	22 346	-	15 329
(11.19)	759	61 610	60 961 ⁺	757 ⁺	60 961 ⁺
(11.20)	739	38 346	38 670	-	29 707
(11.21)	760	37 341	37 350	-	29 719
(11.22)	739	33 813	34 137	-	29 512
(11.23)	751	37 824	37 860	-	29 954
(11.24)	791	52 605	53 761	-	44 920
(11.25)	756	43 289	43 290	-	29 452
(11.26)	763	47 022	47 058	-	29 620
(11.27)	751	43 842	43 878	-	29 782

+ genauer Wert

Zielwert=757

Tab. A15

Simulationsergebnisse für die Grundgesamtheit 2 bei der SRS WOR-Auswahl und $n=20$

Schätz- verfahren	simulierte Werte			theoretische Werte	
	$E(\hat{I}_N)$	$\sigma_{\hat{I}_N}^2 10^{-2}$	$MSE(\hat{I}_N) 10^{-2}$	$E(\hat{I}_N)$	$\sigma_{\hat{I}_N}^2 10^{-2}$
(11.1)	8 158	21 570	21 700 ⁺	8 160 ⁺	21 700 ⁺
(11.2)	8 139	6 232	6 236	8 158	5 687
(11.3)	8 103	4 421	4 453	8 140	4 277
(11.4)	8 127	5 974	5 984	8 153	5 551
(11.5)	8 138	6 819	6 823	8 119	6 432
(11.6)	8 291	9 559	9 623 ⁺	8 268 ⁺	9 507 ⁺
(11.7)	8 151	10 231	10 231	8 160 ⁺	11 284
(11.8)	8 122	3 977	3 991	-	3 723
(11.9)	8 130	5 831	5 840	-	5 608
(11.10)	8 073	4 771	4 846	-	-
(11.11)	8 111	6 878	6 902	-	-
(11.12)	8 154	4 430	4 430	-	3 831
(11.13)	8 144	6 217	6 219	-	5 706
(11.14)	8 053	13 557	13 671	-	5 685
(11.15)	8 161	5 695	5 696	-	3 446
(11.16)	8 182	7 931	7 935	-	5 546
(11.17)	8 120	8 136	8 152	-	6 123
(11.18)	8 541	16 720	18 171	-	9 489
(11.19)	8 140	3 631	3 525 ⁺	8 160 ⁺	3 525 ⁺
(11.20)	8 020	8 136	8 332	-	5 529
(11.21)	8 224	4 641	4 681	-	3 433
(11.22)	8 036	8 323	8 476	-	5 574
(11.23)	8 203	4 864	4 882	-	3 416
(11.24)	8 204	5 215	5 234	-	3 440
(11.25)	8 195	4 955	4 967	-	3 412
(11.26)	8 206	5 222	5 243	-	3 343
(11.27)	8 198	5 155	5 169	-	3 400

⁺ genauer Wert

Zielwert=8 160

Tab. A16

Simulationsergebnisse für die Grundgesamtheit 1 bei der PPU WOR-Auswahl

Schätz- verfahren	n=20			n=50		
	$E(\hat{I}_N)$	$\sigma_{\hat{I}_N}^2$	$MSE(\hat{I}_N)$	$E(\hat{I}_N)$	$\sigma_{\hat{I}_N}^2$	$MSE(\hat{I}_N)$
(11.1)	1 571	152 374	814 970	1 468	30 670	53 619
(11.2)	811	20 737	23 653	802	4 677	6 702
(11.6)	729	14 029	17 813	735	4 071	4 555
(11.14)	595	28 114	54 358	613	7 180	27 916
(11.28)	806	15 715	18 116	835	5 666	11 750
(11.29)	758	13 140	13 141	760	3 765	3 774

Zielwert= 757

Tab. A17

Simulationsergebnisse für die Grundgesamtheiten 2 und 3 bei der PPU WOR-Auswahl

Schätz- verfahren	G 2; n=20			G 3; n=17		
	$E(\hat{I}_N)$	$\sigma_{\hat{I}_N}^2 \cdot 10^{-2}$	$\frac{MSE(\hat{I}_N)}{10^2}$	$E(\hat{I}_N)$	$\sigma_{\hat{I}_N}^2$	$MSE(\hat{I}_N)$
(11.1)	11 216	8 625	102 016	950	40 702	247 727
(11.2)	8 043	2 929	3 065	496	6 360	6 361
(11.6)	8 022	8 493	8 683	471	6 118	6 694
(11.14)	7 932	5 790	6 309	569	17 317	22 793
(11.28)	9 318	6 562	19 971	537	7 545	9 309
(11.29)	8 119	4 011	4 027	497	6 230	6 234

G 2 : Zielwert = 8 160

G 3 : Zielwert = 495; N=170

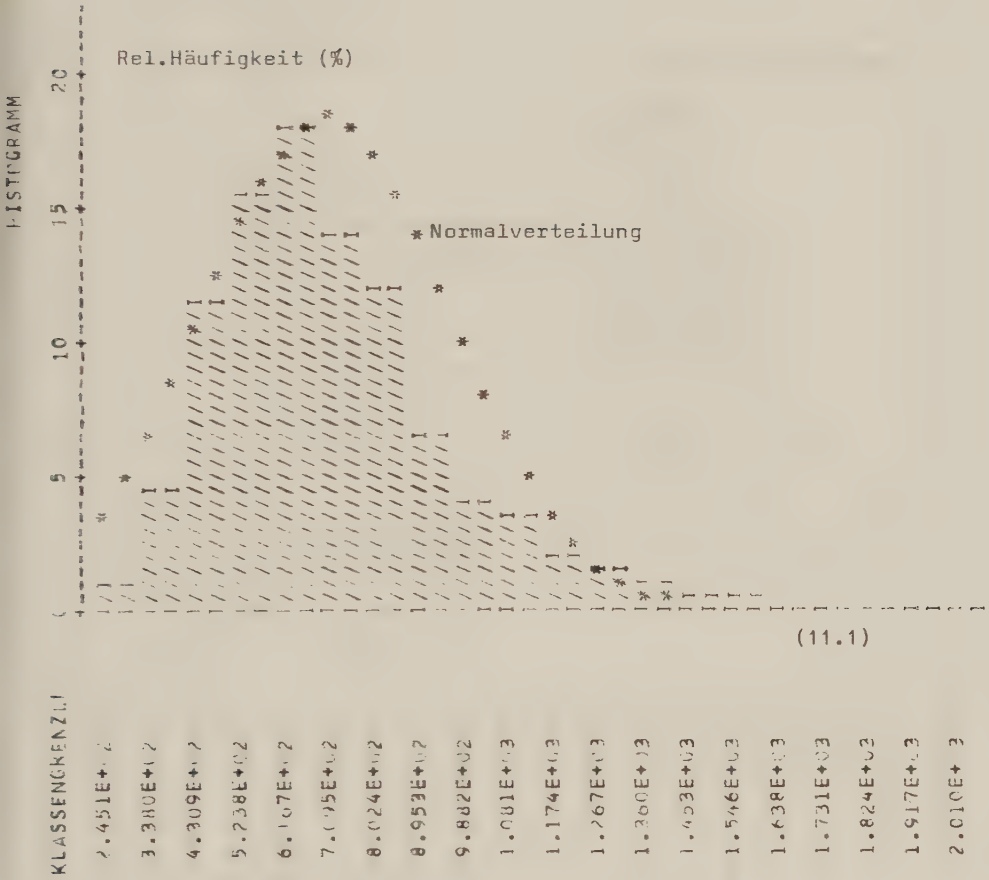


Abb. A22

Die Verteilung der Schätzvariablen (11.1) bei der SRS WOR-Auswahl
G 1 und n=20

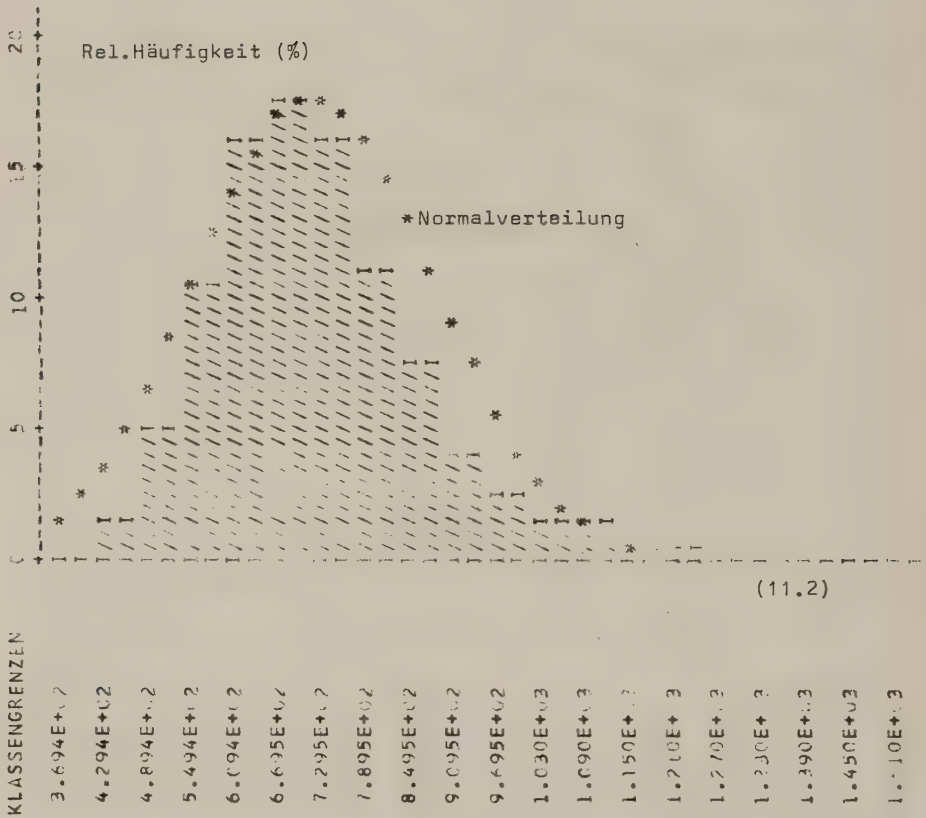


Abb. A23

Die Verteilung der Schätzvariablen (11.2) bei der SRS WOR-Auswahl

G 1 und n=20

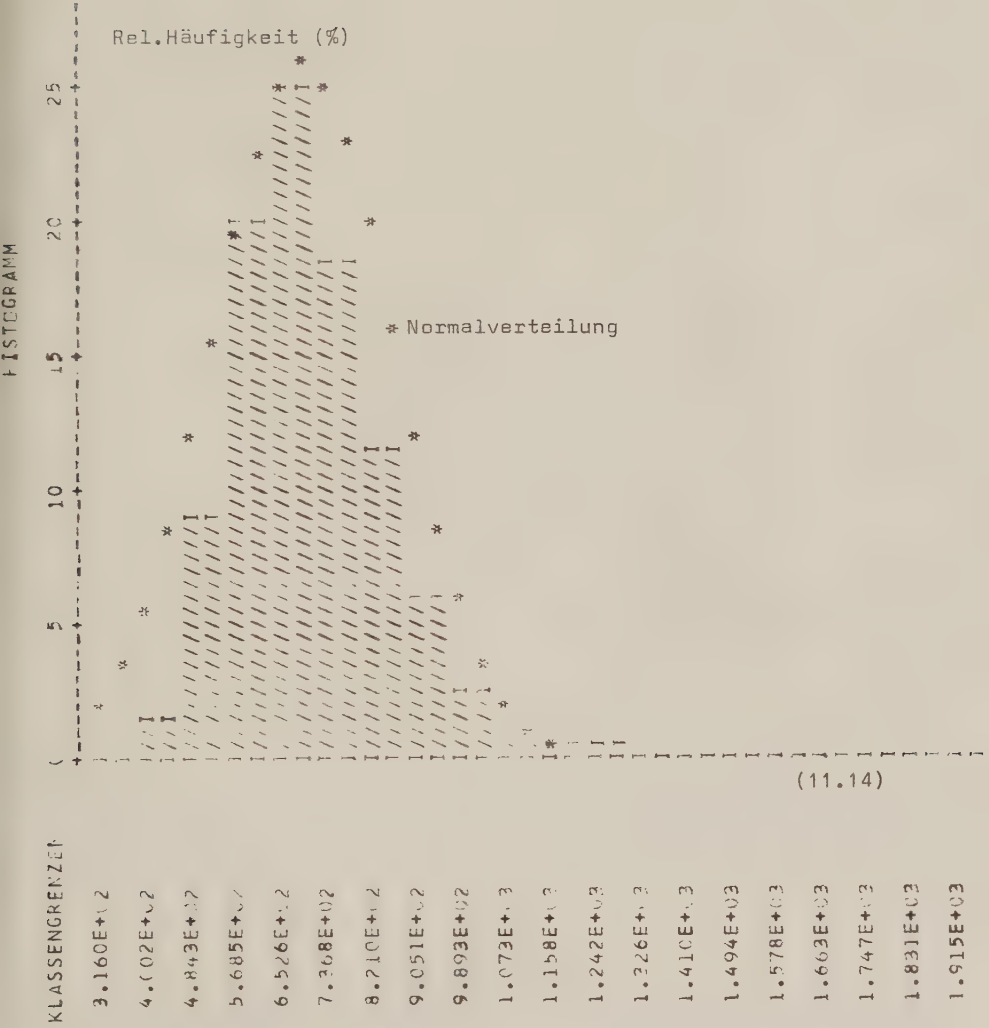


Abb. A24

Die Verteilung der Schätzvariablen (11.14) bei der SRS WOR-Auswahl

G 1 und n=20

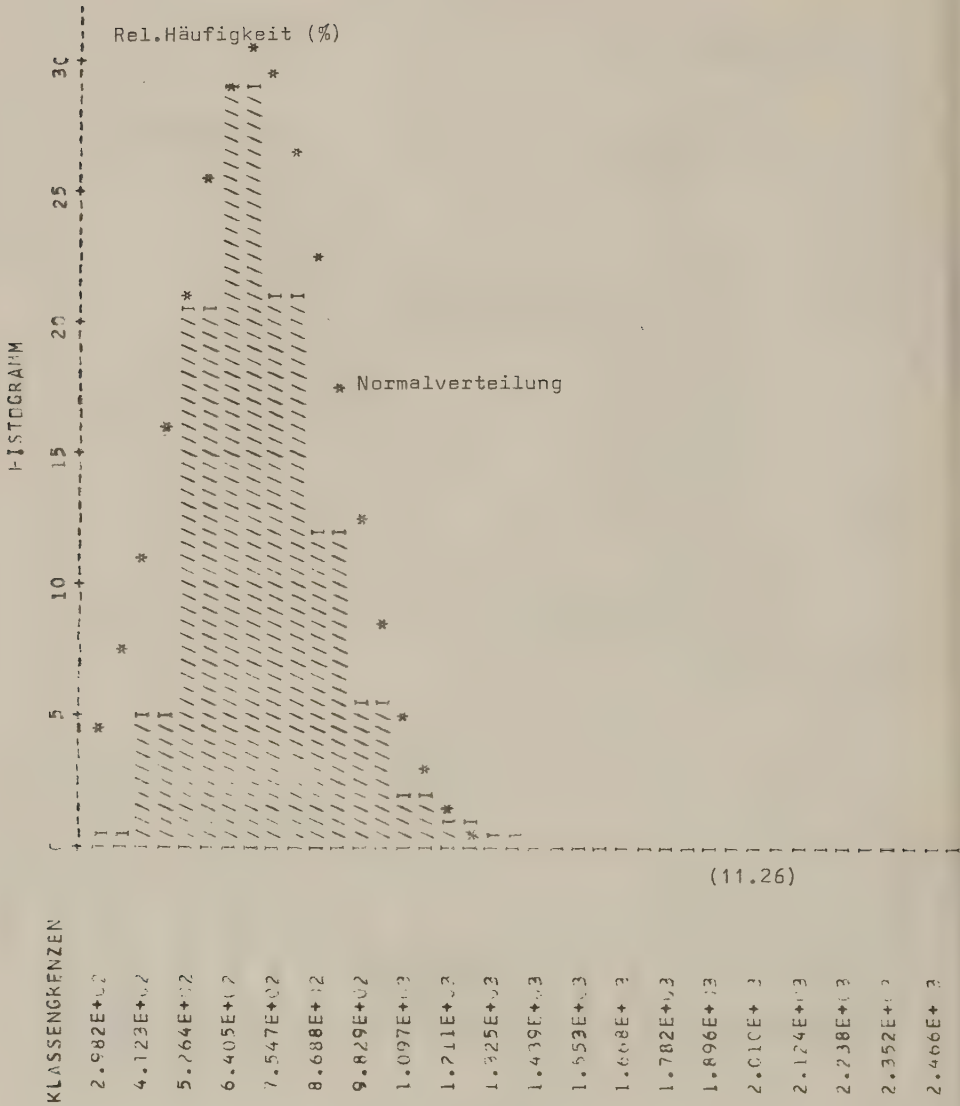


Abb. A25

Die Verteilung der Schätzvariablen (11.26) bei der SRS WOR-Auswahl
G 1 und n=20

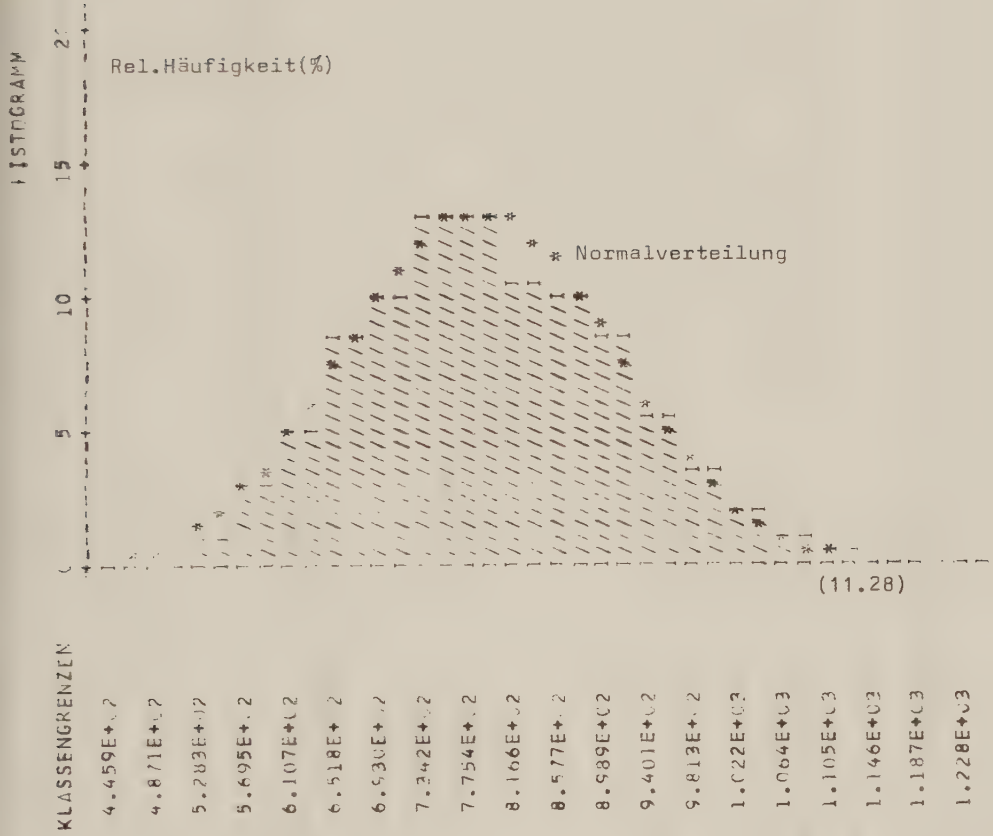


Abb. A26

Die Verteilung der Schätzvariablen (11.28) bei der PPU WOR-Auswahl
G 1 und n=20

Abb. A27

I/U, U-Korrelationsdiagramm für G 1

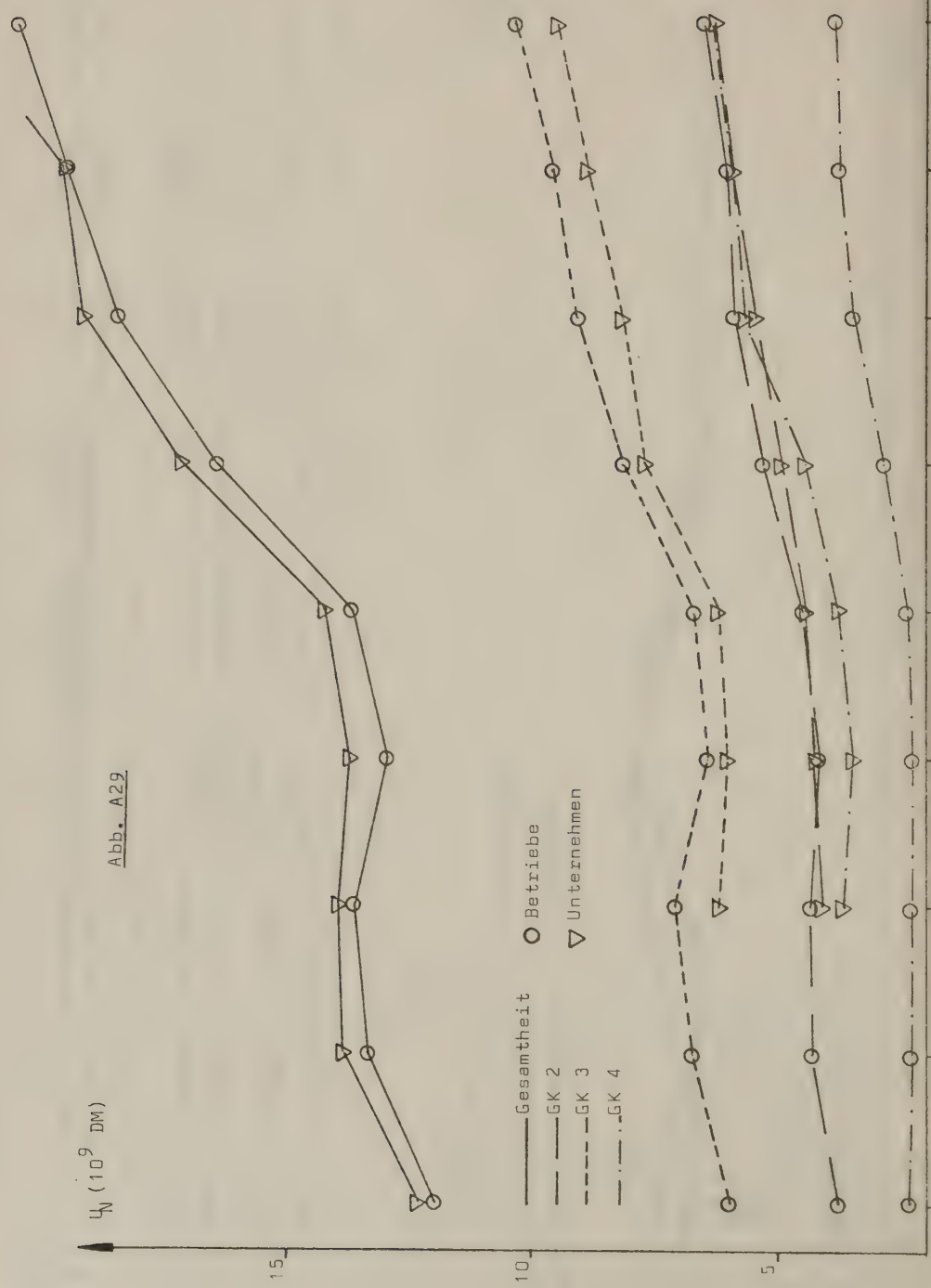


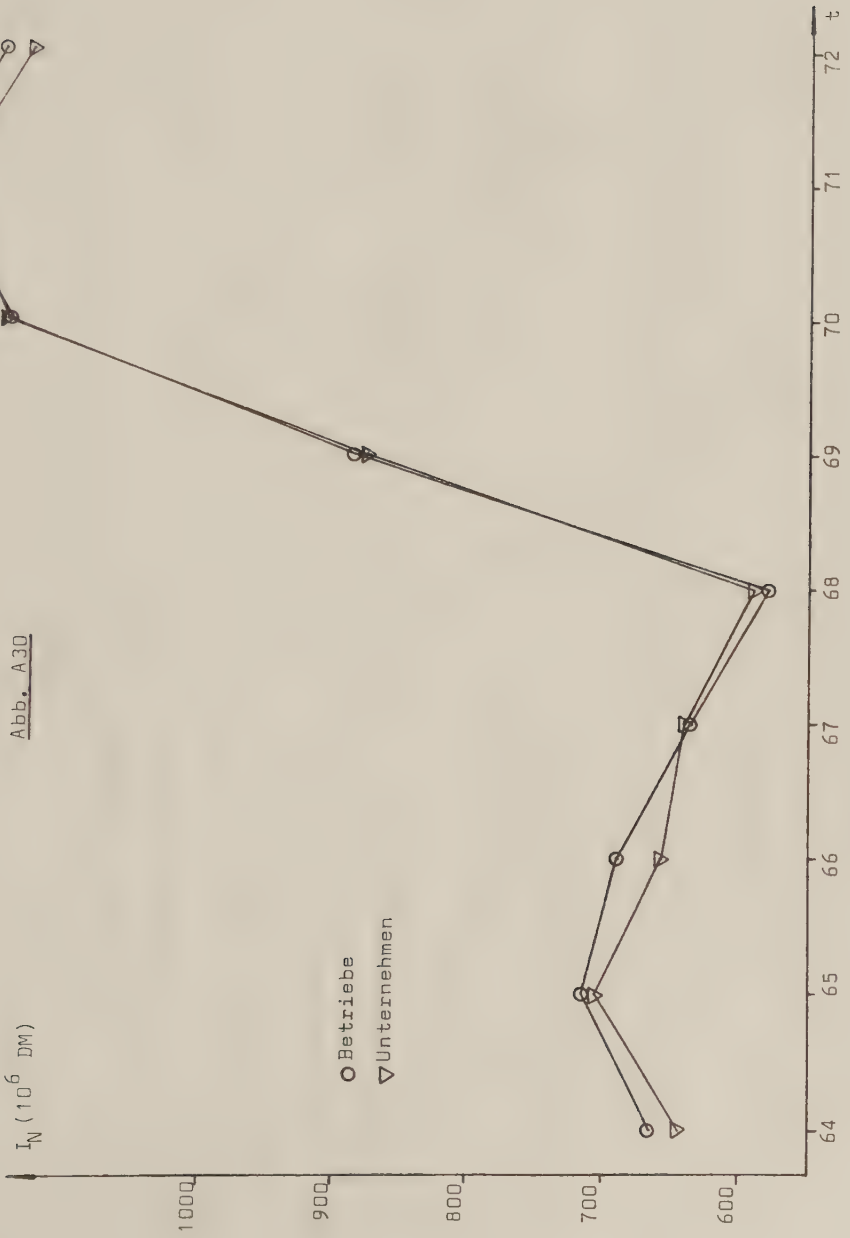


Abb. A28

Abb. A29

$\psi_N (10^9 \text{ DM})$





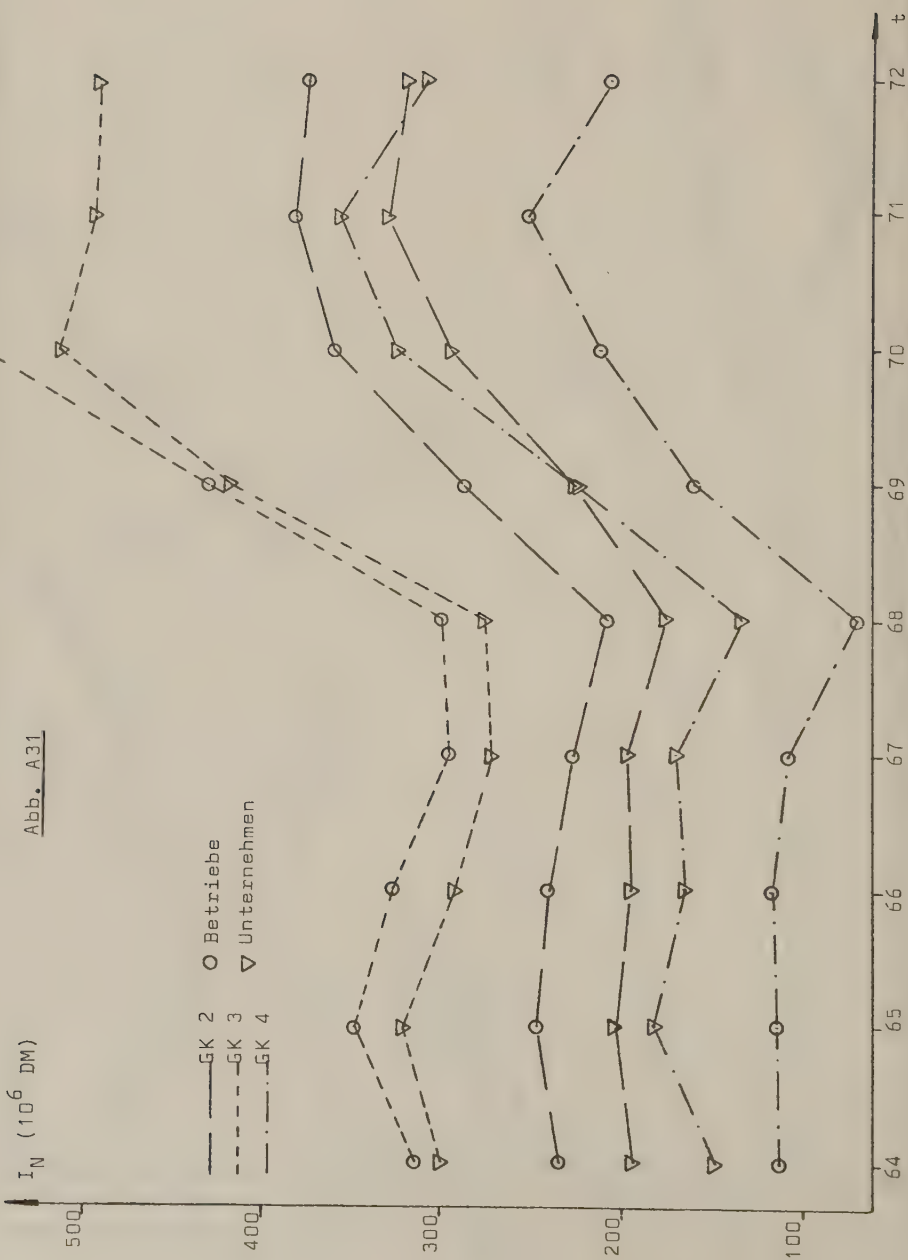
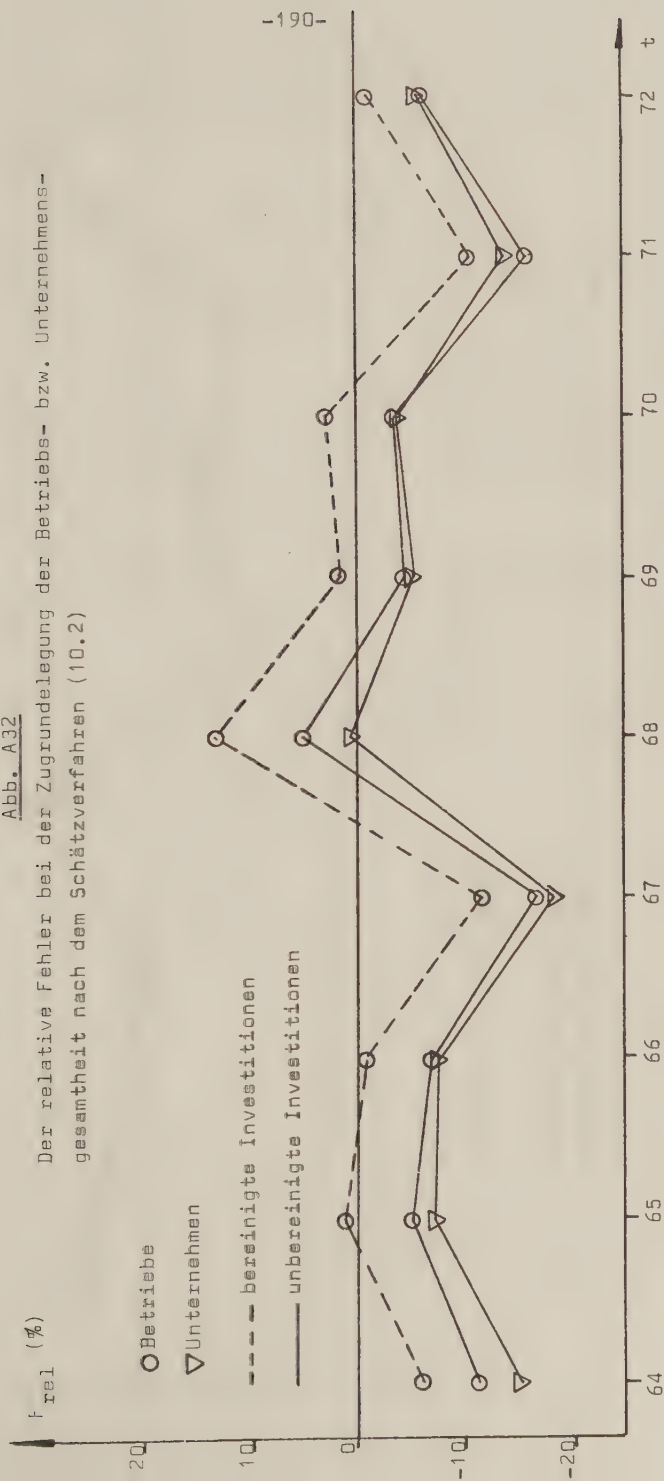


Abb. A32

Der relative Fehler bei der Zugrundelegung der Betriebs- bzw. Unternehmens-
gesamtheit nach dem Schätzverfahren (10.2)



$$F_{rel} = \frac{\hat{I}_N - I_N}{I_N}$$

Abb. A33

Vergleich der Schätzungen aufbauend auf I_t^{t+1} bzw. I_t^{t+2} -Daten mit dem Schätzverfahren (10.2)

○ Schätzung mit I_t^{t+1} -Daten

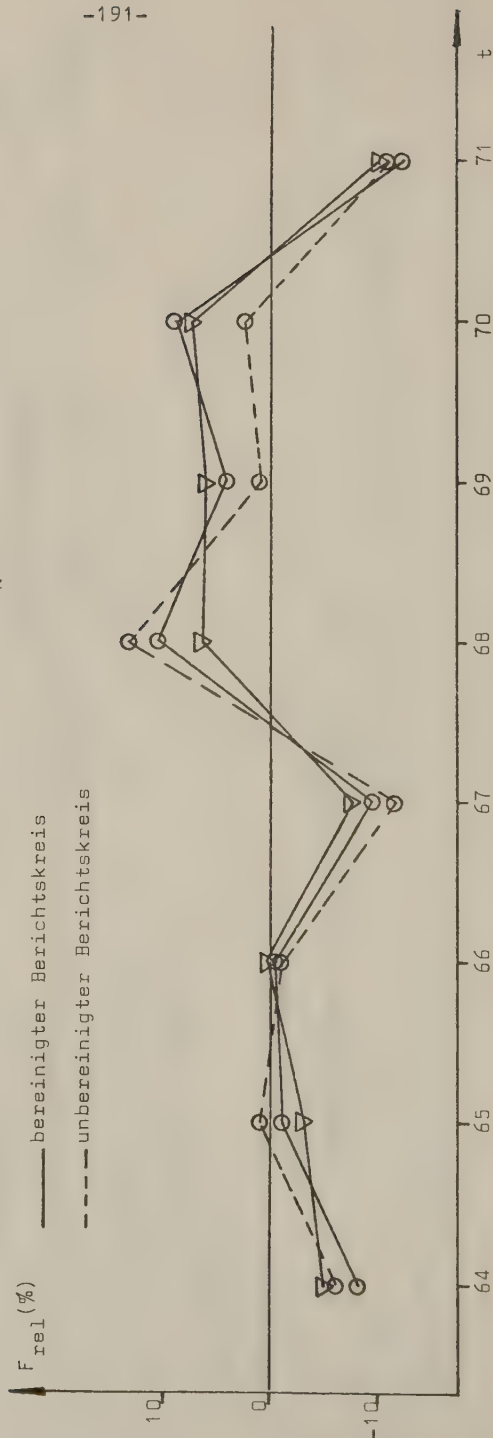
▽ Schätzung mit I_t^{t+2} -Daten

$$F_{rel} = \frac{\hat{I}_N - I_N}{I_N}$$

$F_{rel} (\%)$

— bereinigter Berichtskreis

- - - - - unbereinigter Berichtskreis

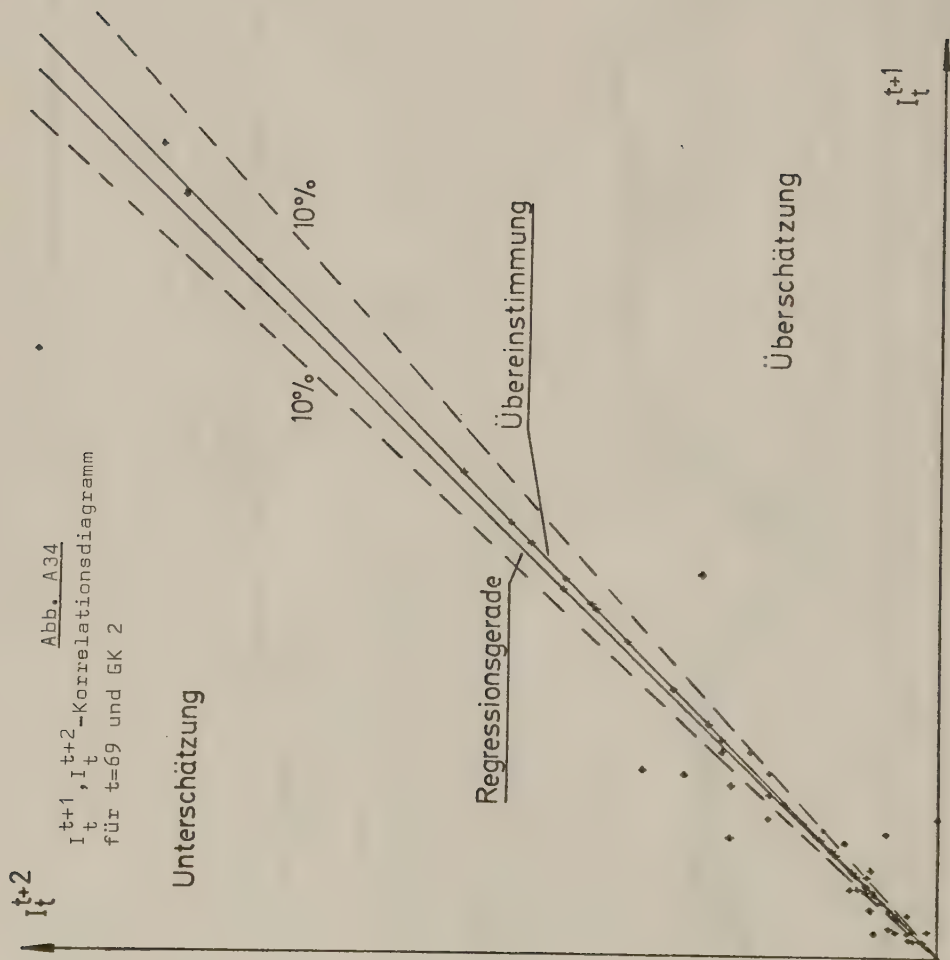


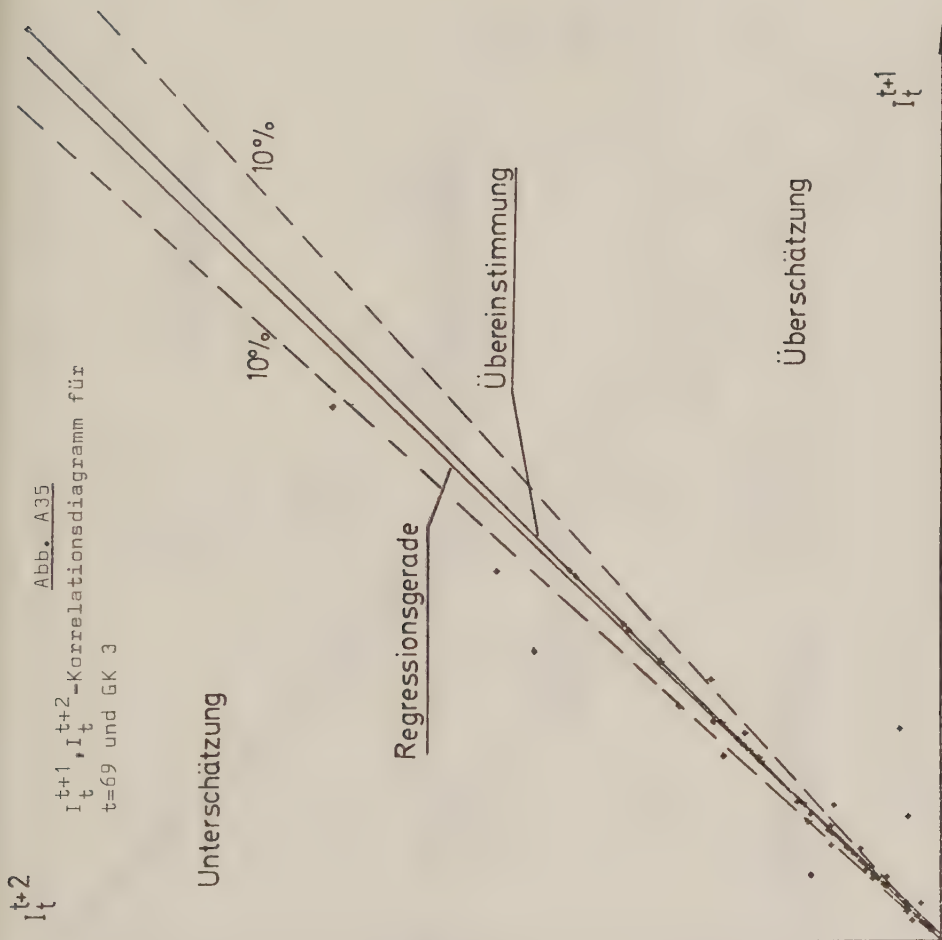
Tab. A18

Relative Differenzen der Mittelwerte der I_t^{t+1} - und I_t^{t+2} -Daten in%

	Berichtsjahr								$\frac{1}{8} \sum_{t=1}^{t=8} \Delta U_t $
	64	65	66	67	68	69	70	71	$\frac{1}{8} \sum_{t=1}^{t=8} \Delta I_t $
Gesamtheit									
ΔU	-0,2	1,1	0,0	2,3	-0,2	0,9	0,5	2,1	0,9
ΔI	-1,6	1,3	-4,3	-0,8	-2,0	-1,5	-0,1	-3,4	1,8
GK 2									
ΔU	-1,8	0,7	0,8	0,8	1,1	0,4	3,6	0,9	1,1
ΔI	-6,1	2,6	-4,9	-4,3	11,4	-3,3	7,6	2,4	5,3
GK 3									
ΔU	0,0	0,3	0,2	2,4	-9,3	0,8	-3,0	-0,8	2,1
ΔI	-2,0	1,7	-5,2	-1,4	-5,0	-0,4	-4,2	-6,3	3,2
GK 4									
ΔU	0,0	1,9	-0,2	2,6	4,6	1,0	1,8	3,9	2,0
ΔI	0,6	0,7	-3,3	0,3	-3,7	-1,9	0,7	-2,8	1,7

$$\Delta U = \frac{\bar{U}_t^{t+1} - \bar{U}_t^{t+2}}{\bar{U}_t^{t+2}} ; \Delta I = \frac{\bar{I}_t^{t+1} - \bar{I}_t^{t+2}}{\bar{I}_t^{t+2}}$$





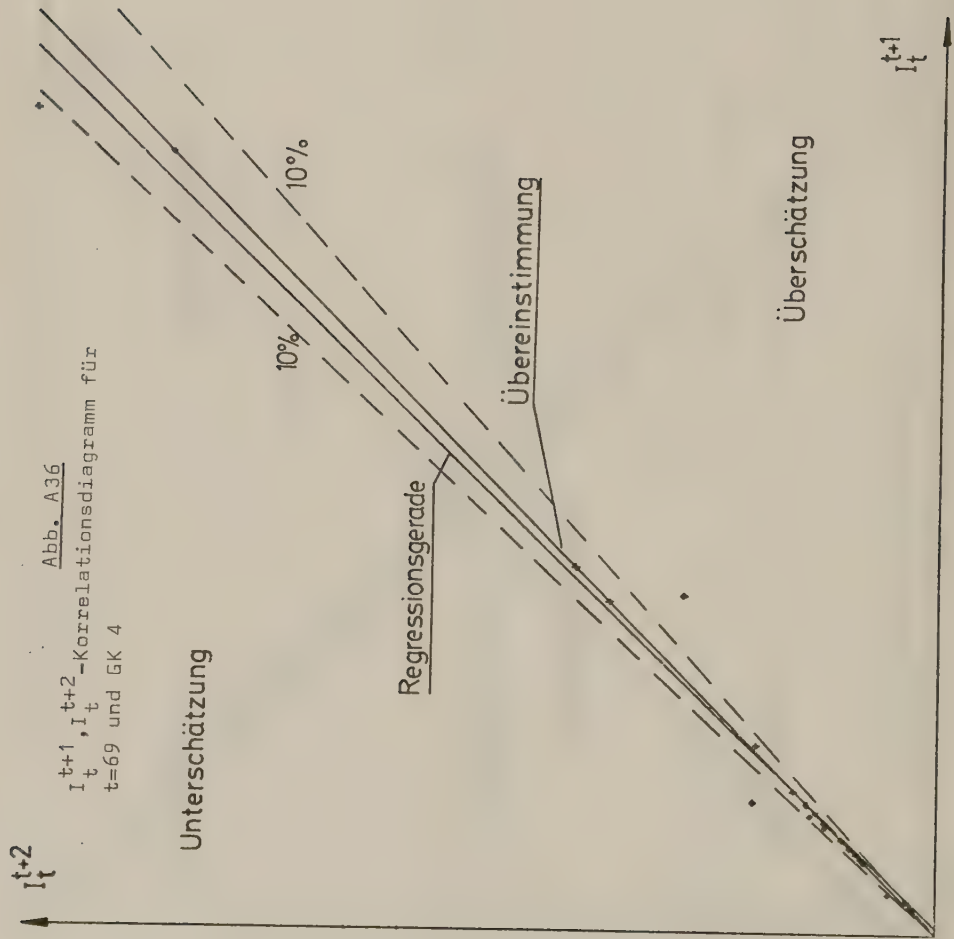


Abb. A36

I_t^{t+1}, I_t^{t+2} -Korrelationsdiagramm für
 $t=69$ und GK 4

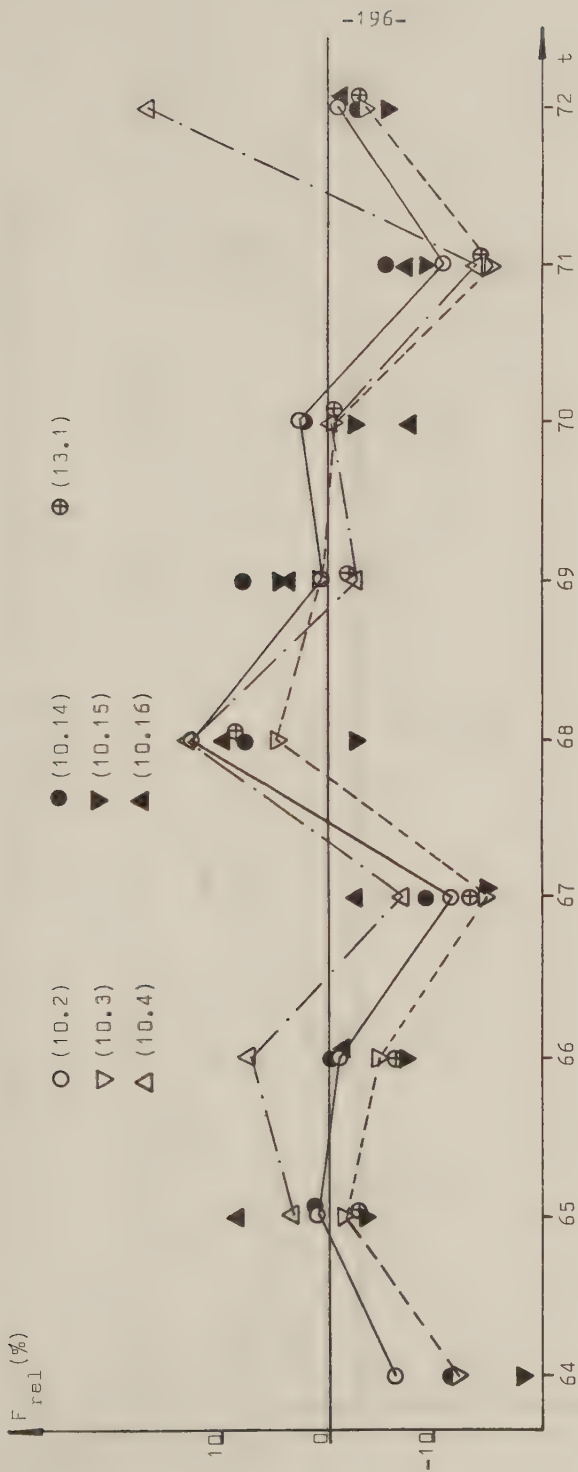


Abb. A37

Vergleich der geschätzten und ungeschätzten Verhältnisschätzungen mit den Basis-
markmalen Umsatz, Beschäftigtenzahl und Vorjahresinvestitionen

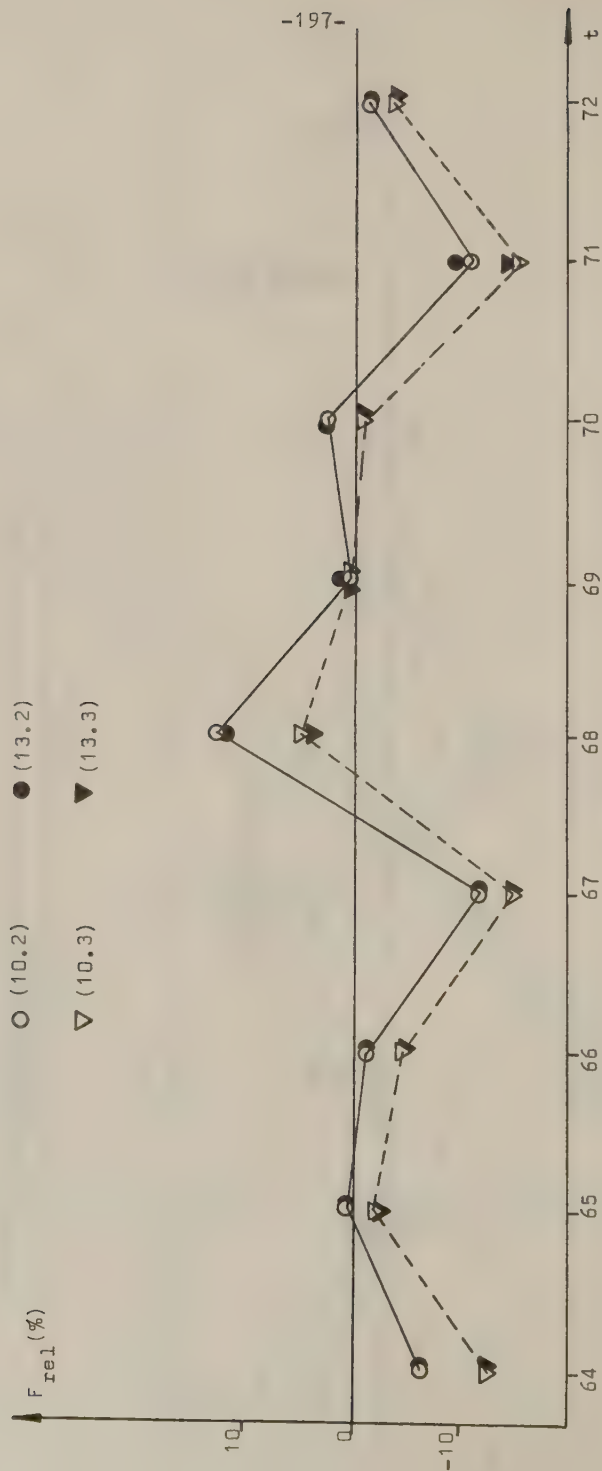


Abb. A38

Vergleich der separaten und kombinierten Verhältnisschätzungen mit den Basismerkmalen Beschäftigtenzahl bzw. Umsatz



Abb. A39

Vergleich der gewöhnlichen Verhältnisschätzung mit der verhältnissähnlichen Schätzung mit bzw. ohne Größenklassen und der Basisvariablen Umsatz

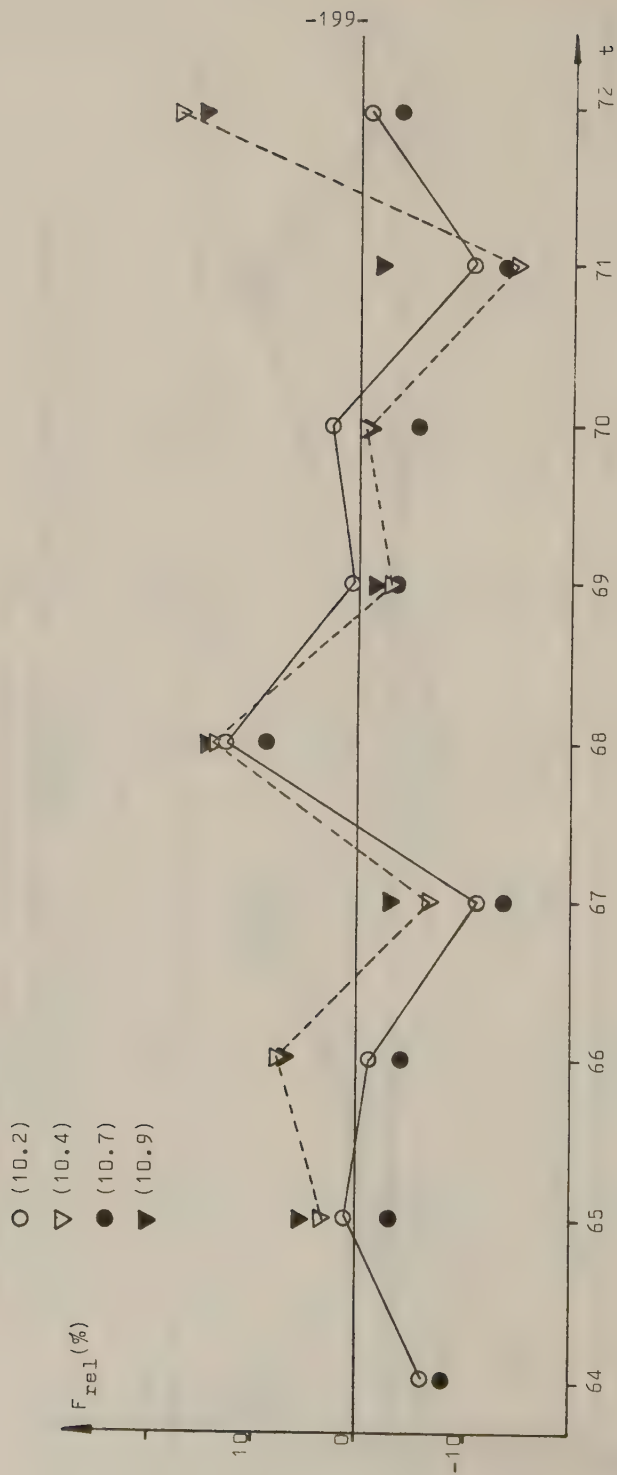


Abb. A4Q

Vergleich der separaten Verhältnis- und Regressionschätzungen mit dem Basismerkmal Beschäftigtenzahl bzw. Vorjahresinvestitionen

- ▽ (10.3)
- (10.8)
- (13.4)

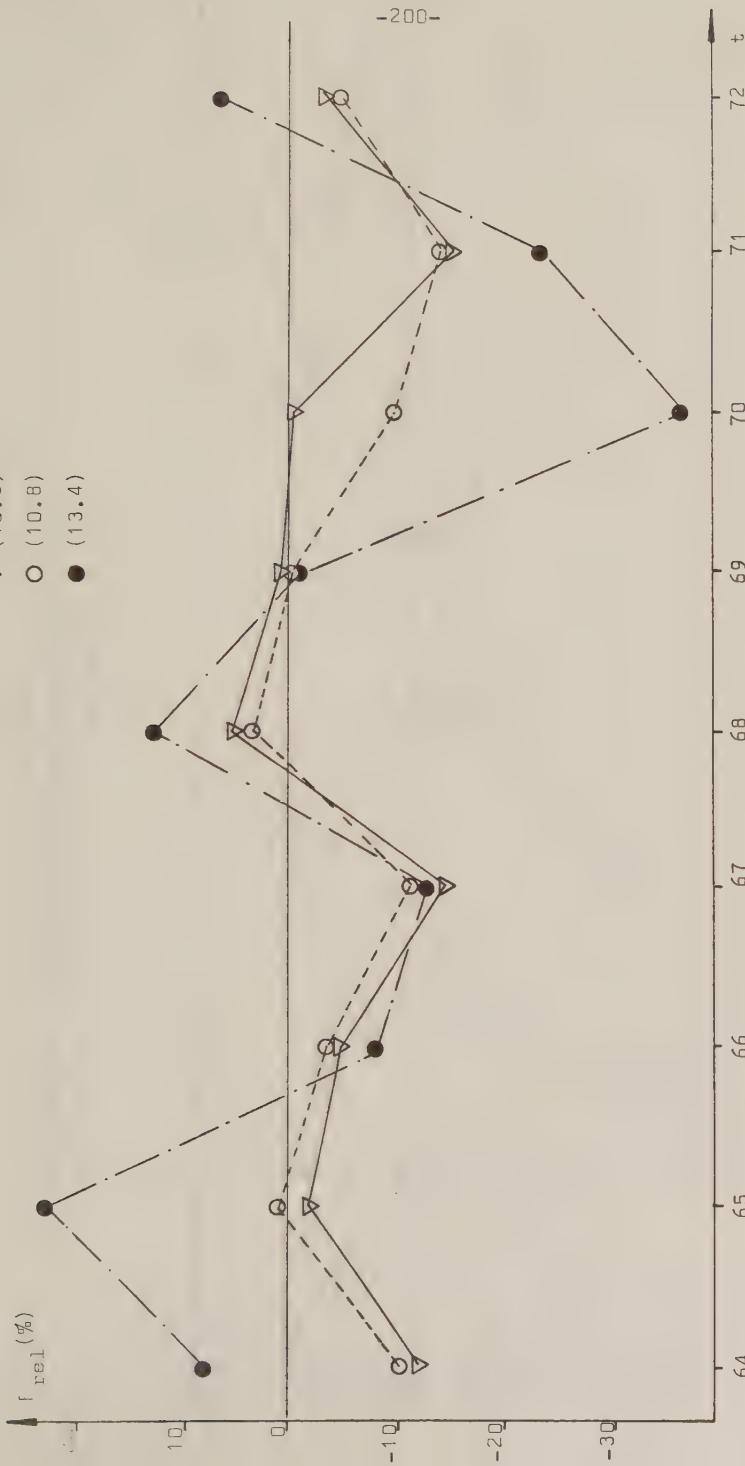


Abb. A41

Vergleich der separaten Verhältnisschätzung mit den geschichteten und ungeschichteten
Regressionschätzungen mit dem Basismerkmal Umsatz

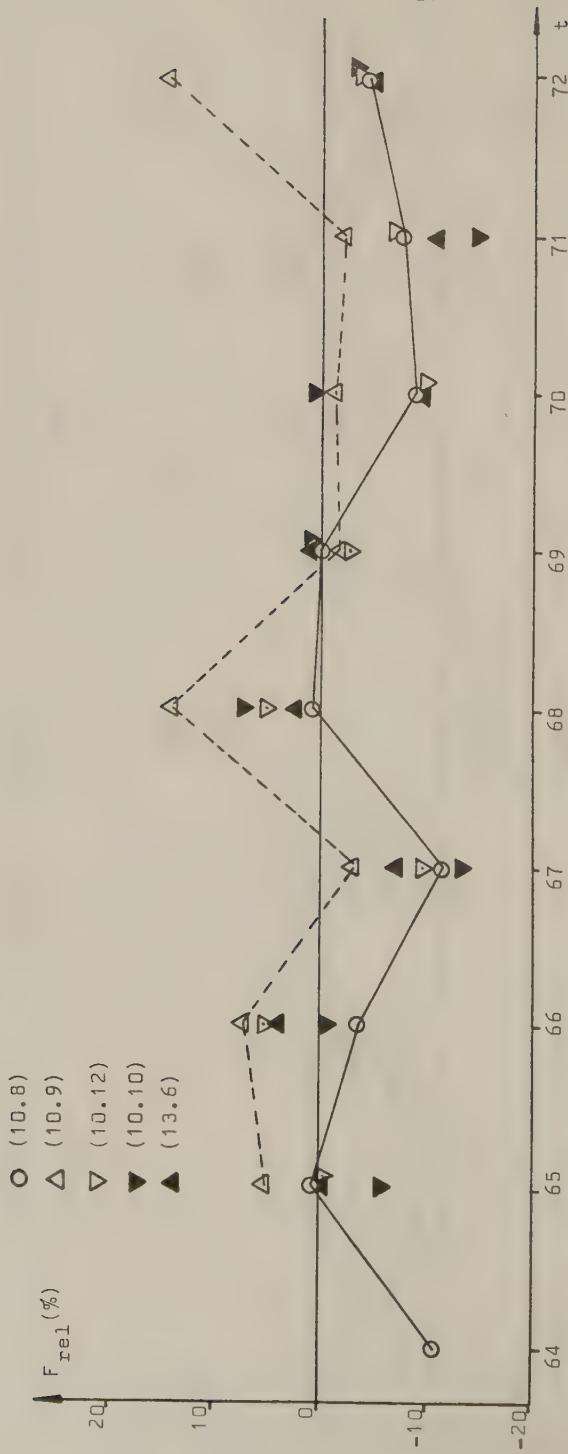


Abb. A42
Vergleich ein- und mehrdimensionaler Schätzverfahren

Abb. A43

Vergleich der zweidimensionalen Regressions- und Verhältnisschätzungen mit den Basismerkmalen Umsatz und Beschäftigtenzahl

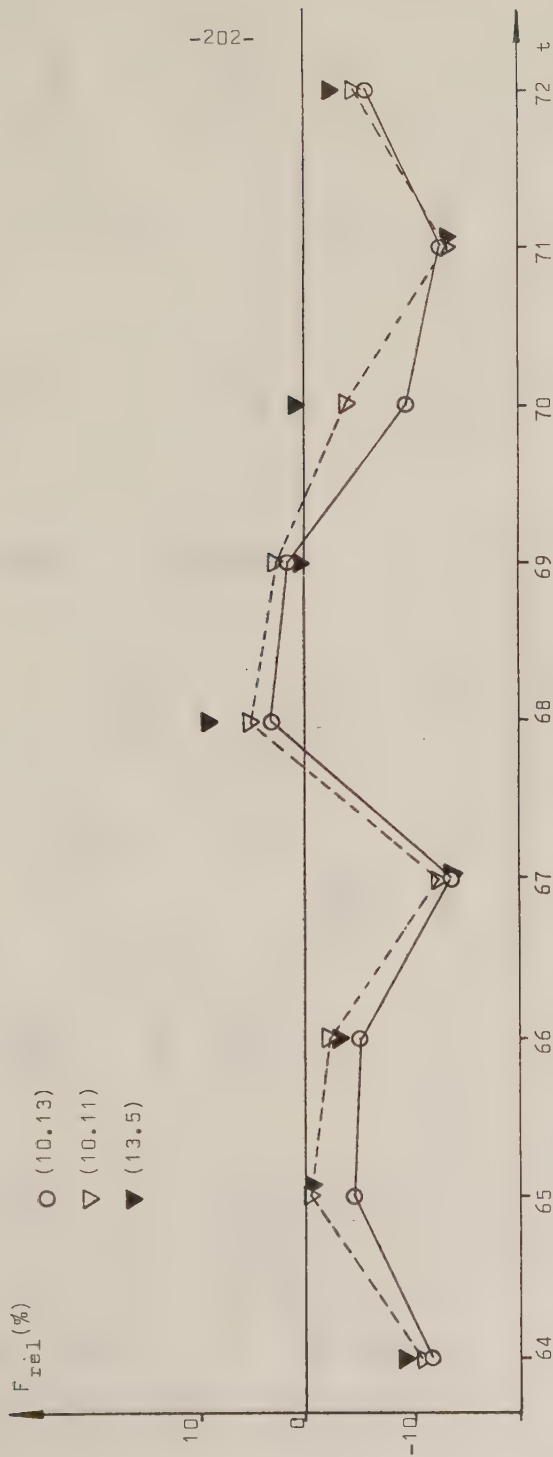


Abb. A44
Ungeschichtete PPB-Schätzfunktionen

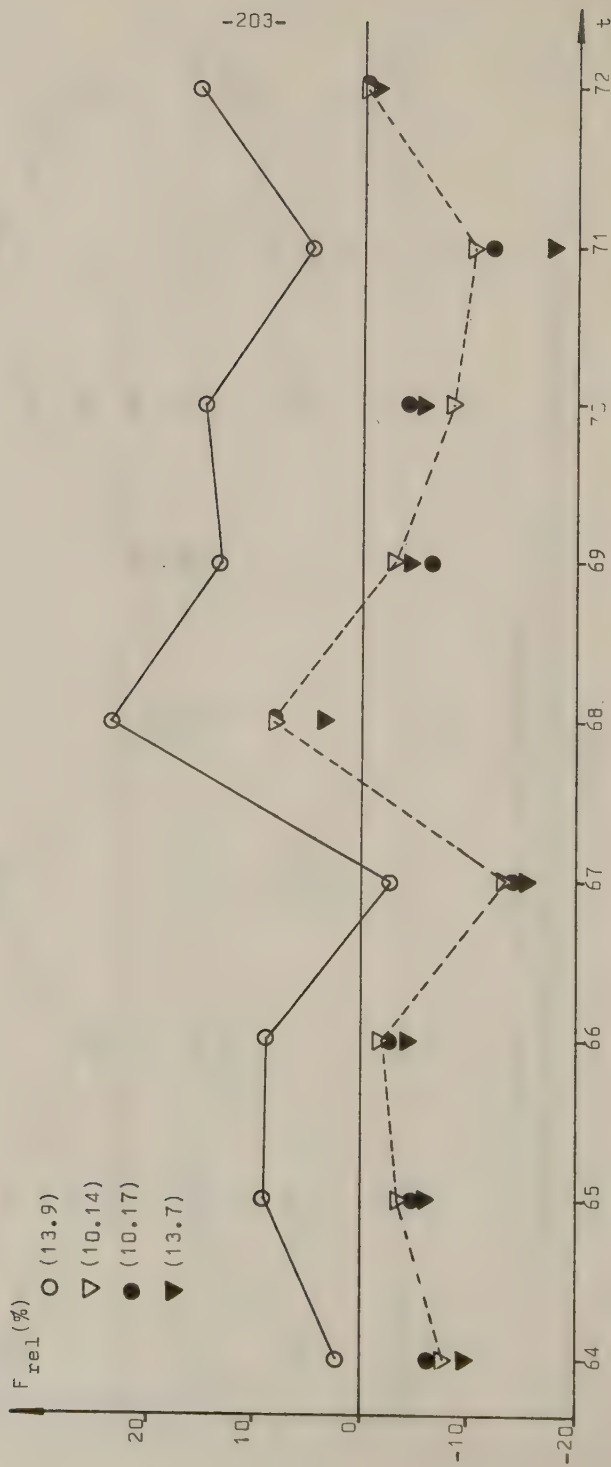
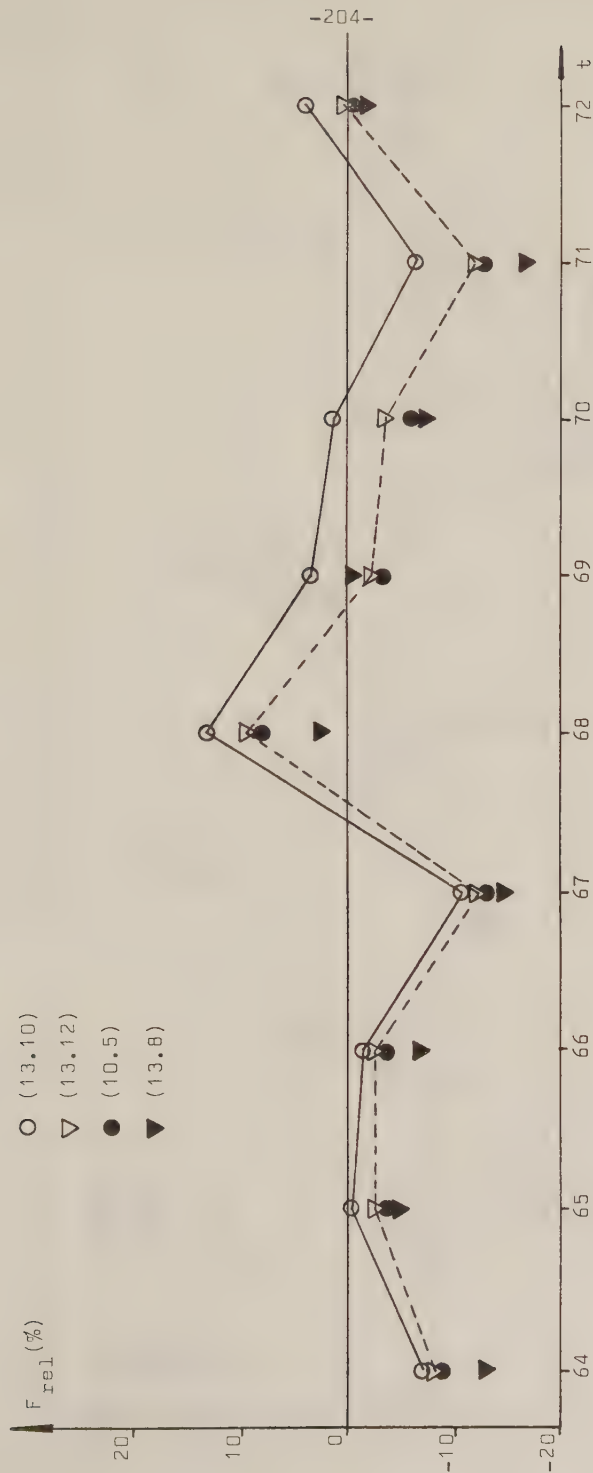


Abb. A45
Geschichtete PPB-Schätzfunktionen



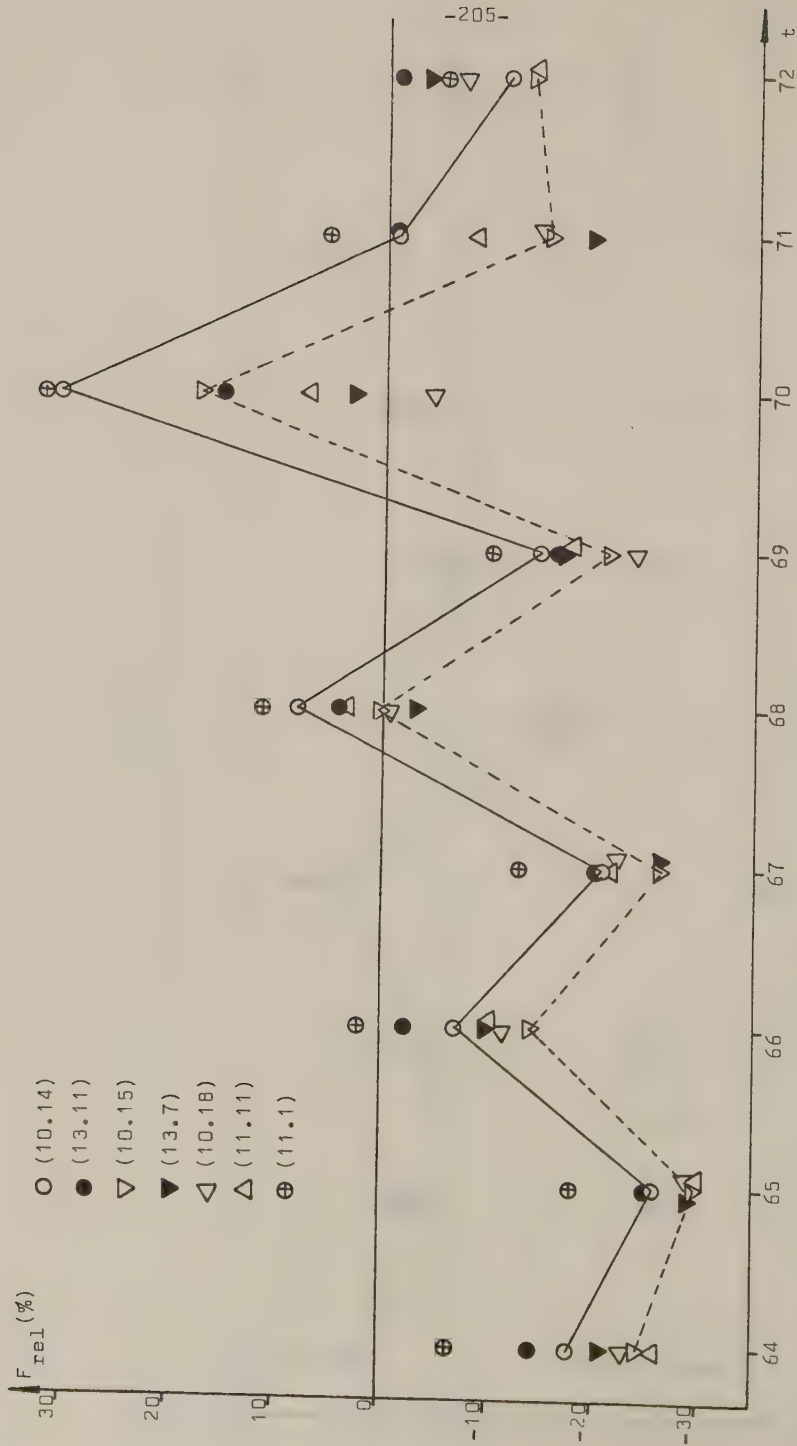
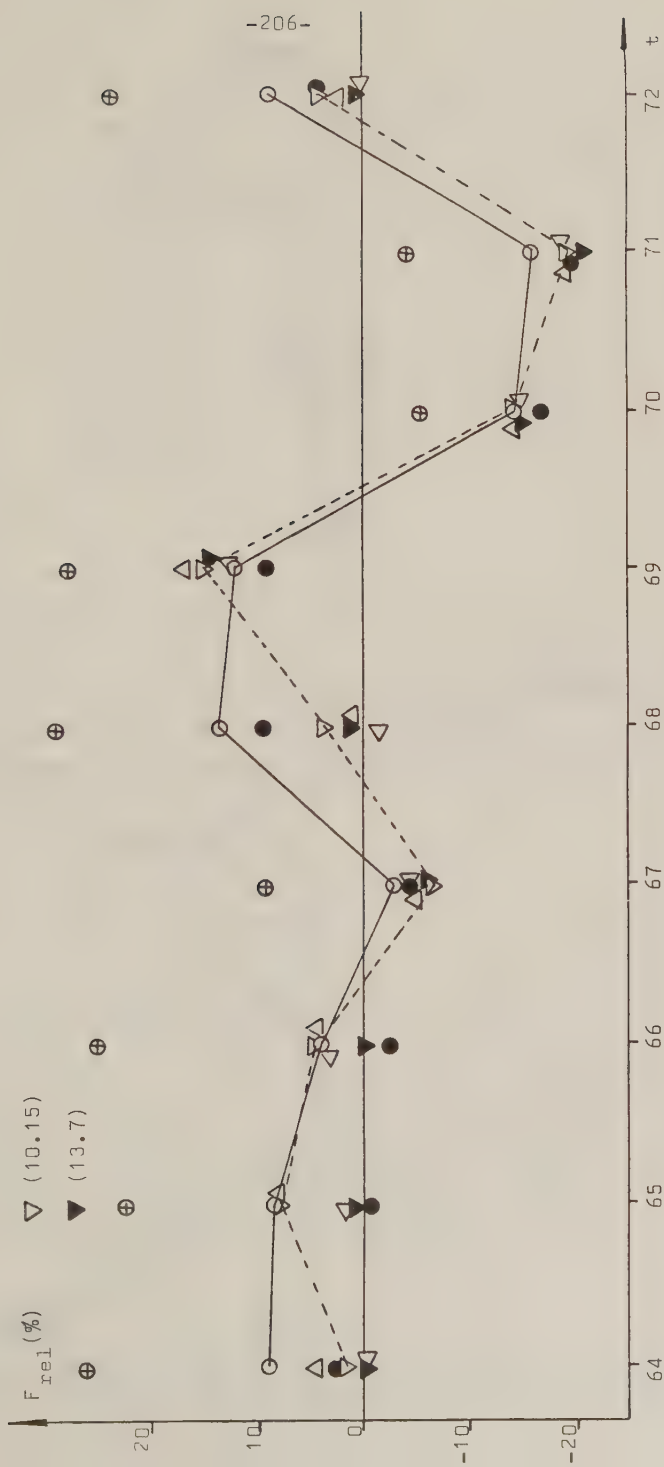


Abb. A46
Die Treffsicherheit in der Größenklasse 2

- ▽ (10.18)
- △ (11.11)
- ⊕ (11.1)
- (10.14)
- (13.11)
- ▽ (10.15)
- ▼ (13.7)
- ⊕



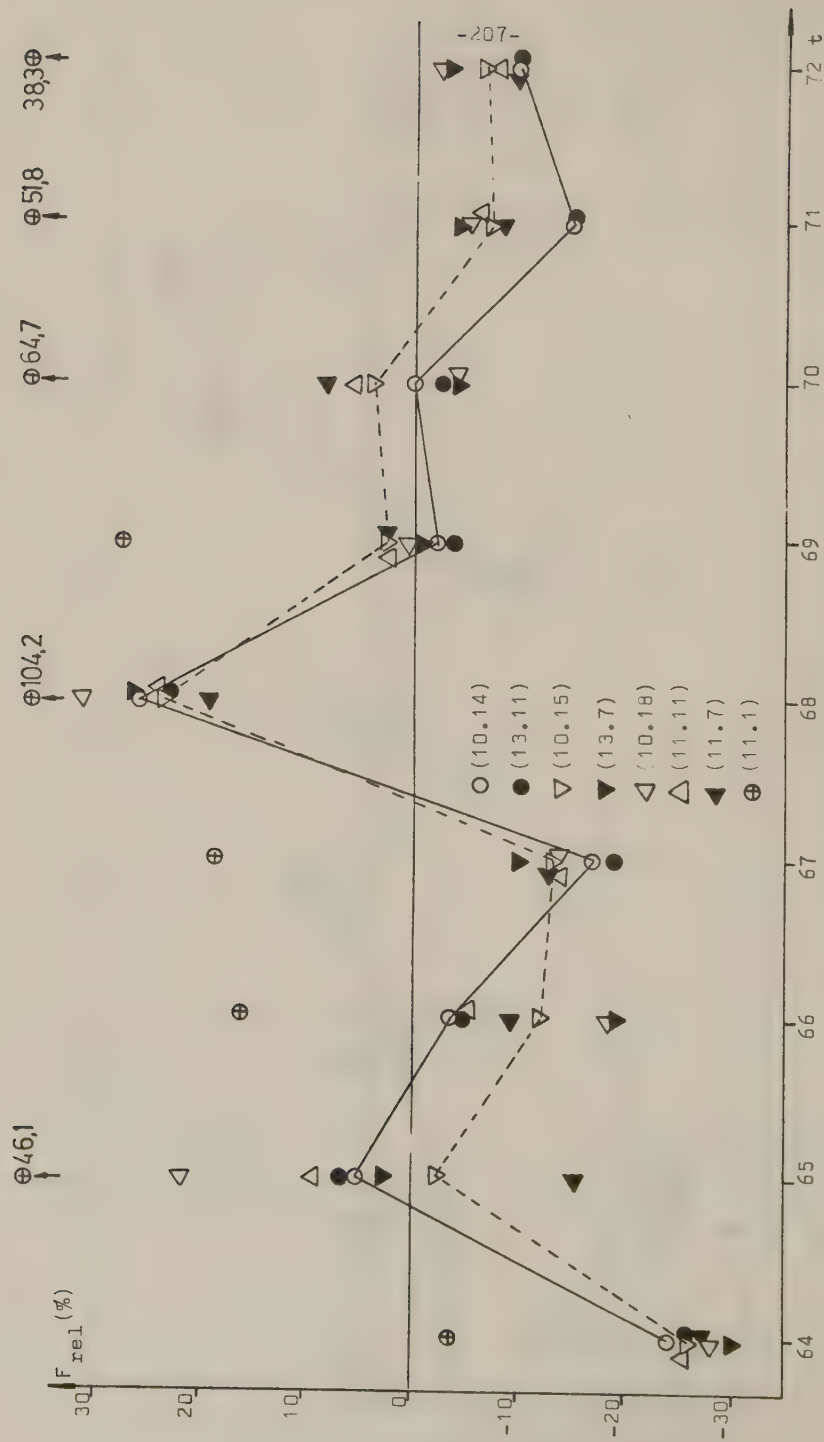


Abb. A48

Die Treffsicherheit in der Größenklasse 4

Tab. A19

Mittelwert des Absolutbetrages des relativen Gesamtfehlers

Schätz- verfahren	M(%)	Schätz- verfahren	M(%)	Schätz- verfahren	M(%)	Schätz- verfahren	M(%)
(8.1)	9,7	(10.8)	6,5	(10.16)	5,3	(13.6)	5,0
(10.1)	15,7	(10.9)	6,2	(10.17)	6,7	(13.7)	7,6
(10.2)	5,4	(10.10)	5,9	(10.18)	7,3	(13.8)	7,5
(10.3)	6,6	(10.11)	6,1	(13.1)	6,4	(13.9)	10,9
(10.4)	8,3	(10.12)	5,8	(13.2)	5,3	(13.10)	5,4
(10.5)	6,6	(10.13)	7,4	(13.3)	6,4	(13.11)	5,7
(10.6)	6,9	(10.14)	5,4	(13.4)	14,7	(13.12)	5,1
(10.7)	7,2	(10.15)	7,5	(13.5)	6,0		

$$M = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{t=T} |F_{rel_t}|$$

Tab. A20

Aus der Stichprobe geschätzte Gewichte w_1 und w_2 von (10.11)

	64	65	66	67	68	69
GK 2	1,25/-0,25	0,83/0,17	0,38/0,62	0,16/0,84	0,59/0,41	0,48/0,52
GK 3	0,65/0,35	0,48/0,52	0,65/0,35	0,60/0,40	1,27/-0,27	1,40/-0,40
GK 4	0,39/0,61	-0,51/1,51	0,16/0,84	0,89/0,11	0,89/0,11	1,16/-0,16

	70	71	72
	1,83/-0,83	0,53/0,47	0,79/0,21
	1,19/-0,19	1,05/-0,05	1,40/-0,40
	1,66/-0,66	1,15/-0,15	0,62/0,38

Tab. A21

Relativer Zufallsfehler $20 \frac{\sigma}{\bar{I}} \sqrt{\frac{1}{n_h}}$ in % für (10.14)

	64	65	66	67	68	69	70	71	72	Mittel- wert
GK 2	23,1	15,8	18,5	17,9	33,5	17,9	41,2	22,8	22,2	23,6
GK 3	15,9	17,4	16,0	17,4	20,7	17,1	16,5	15,5	21,4	17,5
GK 4	20,7	20,1	20,9	17,1	17,1	12,3	17,9	18,3	12,5	17,5

Lebenslauf

Name: Milutin Jurčić
Geburtstag: 29.4.1945
Geburtsort: Zagreb/Jugoslawien
Eltern: Dr. Milutin Jurčić, Richter und Mira, geb. Cividini

- 1951 - 1957 Schulausbildung in Zagreb
1957 - 1958 " " Rom/Italien
1958 - 1962 Benediktinergymnasium in Rohr/Niederbayern mit Abitur
1962 - 1963 Industriepraktikant bei den Firmen Rathgeber, Gall & Heckelmann und Kustermann Gießerei, München
1963 - 1969 Studium des Maschinenwesens an der TU München mit Diplomprüfung
1969 - 1971 Entwicklungsingenieur im Bereich Flugkörperbau der Fa. Messerschmitt-Bölkow-Blohm, Ottobrunn
1971 - 1973 Studium der Wirtschaftswissenschaften an der TU München mit Diplomprüfung
1974 - 1975 Lehrer bei der Ingenieurausbildung an der "Privaten Technischen Ausbildung", München
1973 - 1977 Anfertigung der vorliegenden Dissertation am Lehrstuhl für Statistik und ihre Anwendungen in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften

